Health Canada Santé Canada

Health Policy Research
Working Paper Series

# New Considerations on the Empirical Analysis of Health Expenditures in Canada: 1966–1998

Working Paper 02-06
January 2003

Canada

Our mission is to help the people of Canada
maintain and improve their health.
*Health Canada*

This publication can be made available in/on computer diskette/large print/audio cassette/braille, upon request.

For additional copies or for an address change, please contact:

Health Canada
Policy Research Communications Unit
Tel.: (613) 954-8549
Fax: (613) 954-0813
E-mail: **rmddinfo@hc-sc.gc.ca**

It is available electronically at the following address: **http://www.hc-sc.gc.ca/arad-draa**

Ce document est aussi offert en français sous le titre :
*Nouvelles considérations sur l'étude empirique des dépenses de santé au Canada : 1966-1998*

Permission is granted for non-commercial reproduction provided there is a clear acknowledgement of the source.

The opinions expressed in this publication are those of the authors and do not necessarily reflect the views of Health Canada.

The Working Paper Series (WPS) supports evidence-based decision making by highlighting and promoting Health Canada's policy research to a broad number of policy analysts and decision-makers in Health Canada and its partners in the external research community. The WPS is part of a larger policy research communications program that includes the *Health Policy Research Bulletin*.

© Her Majesty the Queen in Right of Canada, represented by the Minister of Public Works and Government Services Canada, 2003

Cat. N° H13-5/02-6E
ISBN 0-662-32865-5

103-05241/

# New Considerations on the Empirical Analysis of Health Expenditures in Canada: 1966–1998

**Ruolz Ariste and Jeff Carr**
Health Canada

# Authors' Biographies

Jeff Carr graduated from the University of Toronto with a Bachelor's degree in Commerce and Finance and a Master's degree in economics. He is employed as an economist at Health Canada where his research focuses on labour issues in the health field and the sustainability of the public provision of health care in Canada. Another key area of study is the productivity of the health care system, with a focus on innovation and the role of technology. He currently works and resides in Ottawa, Ontario.

Ruolz Ariste is an economist with the Health Demand and Supply Analysis Division within the Applied Research and Analysis Directorate at Health Canada. His current area of interest is health economics where he studies issues relative to the cost drivers and the sustainability of the Canadian health care system, as well as the prevalence, the incidence and the treatment protocols for cardiovascular diseases. He has also done research in the areas of environmental economics and integrated risk management where he is co-author on several documents with some investigators at the Center for Interuniversity Research and Analysis on Organizations (CIRANO), which is based in Montreal.

## Acknowledgements

We wish to thank Åke Blomqvist and Seamus Hogan, who helped us to develop several of the ideas on this topic. Our thanks also go to Charles Mallory and Cliff Halliwell, who proposed some valuable improvements to earlier versions of this article. The analyses performed and the conclusions drawn in this study, including the interpretation of the data, are the authors', and should not be regarded as an official position of the Working Papers Editorial Committee or of Health Canada.

# Résumé

L'objectif de ce rapport est d'analyser empiriquement les facteurs responsables de la hausse des dépenses de santé réelles par habitant au Canada et de déterminer si les dépenses de santé augmentent plus que proportionnellement par rapport à une augmentation du revenu, comme c'est le cas pour un bien de luxe (élasticité-revenu supérieure à l'unité).

Ces questions ont des implications de politiques majeures pour le Canada. Par exemple, s'il est établi que les soins de santé représentent un bien de luxe, les dépenses de santé en proportion du PIB augmenteront. Ceci veut dire que le secteur de la santé consommera une partie de plus en plus importante du revenu national. Puisque les revenus des gouvernements en proportion du revenu national peuvent difficilement augmenter, il s'en suit qu'une partie de plus en plus importante des revenus des gouvernements sera allouée aux dépenses de santé au détriment d'autres secteurs.

Afin d'étudier ces points, nous utilisons des données des 10 provinces canadiennes de 1966 à 1998 sur le revenu total réel par habitant, la proportion de la population âgée de 65 ans et plus, ainsi que le ratio du déficit ou surplus par rapport au PIB (produit intérieur brut). Des techniques économétriques récentes pour les données panel ont été appliquées afin de tester la stationnarité (si la moyenne, la variance et la covariance changent avec le temps) ainsi que la coïntégration (s'il existe une relation de long-terme entre les variables) des séries.

Nos résultats indiquent un coefficient d'élasticité de 0.88 pour le revenu, ce qui établit une relation positive entre les dépenses de santé et le revenu, mais ne suggère nullement que les soins de santé représentent un bien de luxe sous l'hypothèse des prix constants. Nous discutons également des implications du cas ou le prix relatif des soins de santé n'est pas constant. La recommandation de politiques qui en résulte est que plus d'argent doit être injecté dans le système de santé au fur et à mesure que notre économie se développe. Par ailleurs, un coefficient significatif de 1.45 a été trouvé pour le ratio du déficit ou surplus au PIB. Ceci suggère que, suite à une augmentation du déficit, les gouvernements peuvent être inclinés à réduire leurs dépenses dans les programmes pour diminuer le déficit. Nous avons obtenu un coefficient non significatif pour la proportion de la population âgée de 65 ans et plus, suggérant que l'effet du vieillissement sur la croissance des dépenses de santé a été jusqu'à date négligeable comparativement aux autres facteurs.

Classification JEL : I10, C22, C23, E30.
Mots clés : dépenses de santé, provinces canadiennes, stationnarité, coïntégration, données panel, élasticité revenu, effet Baumol.

# Abstract

The purpose of this paper is to empirically study the factors that impact the Canadian provincial governments' real per capita health expenditures and to determine if health care expenditures in Canada grow more than proportionally with any increase in income, as in the case of a luxury good (income elasticity greater than one).

These issues have major policy implications for Canada. For example, if it is established that health care represents a luxury good, health expenditures as a proportion of GDP will increase. This means that the health sector will consume a larger and larger share of national income. Because it is hard for governments to increase their revenues as a proportion of national income, it follows that a growing share of governments' revenues will be allocated to health expenditures, at the expense of other sectors.

In order to address these issues, we use data on real per capita total income, the proportion of the population 65 years of age or over, and the ratio of the deficit or surplus to gross domestic product (GDP) for all 10 Canadian provinces for the period 1966 to 1998. Recent econometric techniques for panel data have been applied to test for stationarity ( if the mean, the variance and the covariance of the series vary over time) as well as for cointegration (whether there is a long-term relationship between the variables) of the series.

An income elasticity of 0.88 is found, suggesting that health care expenditure is positively related to income, but that health is not a luxury good under the assumption of constant prices. We also discuss the implications of a situation where the relative price of health care is not constant. The resulting policy recommendation is that we need to put more money into the health care system as our economy grows. For the ratio of the fiscal deficit or surplus to GDP, a significant coefficient of 1.45 is obtained. This suggests that following an increase in the deficit, governments may be inclined to decrease their program expenditures in order to reduce deficit. The coefficient for the proportion of the population 65 years of age or over is non-significant, suggesting that the estimated effect of population ageing on health expenditure growth has been negligible relative to other factors to date.



JEL Classification: I10, C22, C23, E30.
Key words: Health expenditures, Canadian provinces, Stationarity, Cointegration, Panel data, Income elasticity, Baumol effect.

# Table of Contents


1. Introduction . . . . . 1

2. Data . . . . . 4
   - 2.1 Health Expenditures of the Provincial Governments . . . . . 4
   - 2.2 Total Real per Capita Income . . . . . 5
   - 2.3 The Proportion of the Population 65 years of age or Older . . . . . 6
   - 2.4 Ratio of Deficit or Surplus to Gross Domestic Product . . . . . 8

3. The Model . . . . . 9
   - 3.1 Analysis of Stationarity and Cointegration of the Series . . . . . 10
   - 3.2 Results for the Panel Model . . . . . 15

4. Implications and Conclusion. . . . . 19

References. . . . . 21

List of Figures

Figure 1:
Average total real per capita health expenditures by provincial governments . . . . . 5

Figure 2:
Average total real per capita income by provincial governments . . . . . 6

Figure 3:
Proportion of the population 65 years of age or over . . . . . 7

Figure 4:
Average ratio of budget deficit or surplus to GDP. . . . . 8

List of Tables

Table 1: Unit root tests for health expenditures and income . . . . . 11

Table 2: Tests for cointegration between health expenditures and income . . . . . 14

Table 3: Results for the panel model with linear trend . . . . . 16

# 1. Introduction

In the health economics literature, a debate has long raged over the determinants of increases in health expenditures. Using data from various OECD (Organisation for Economic Co-operation and Development) countries, different authors using various models have sought to determine the main factors explaining the increase in health care spending. The first generation of studies used cross-sectional regressions—initially bivariate (Newhouse, 1977) and later multivariate (Leu, 1986; Gerdtham et al., 1992). The second generation of studies consisted of panel data analyses. The earliest of these analyses (Gerdtham, 1992; Hitiris and Posnett, 1992; Gerdtham et al., 1998) did not consider the problems of non-stationarity (meaning series where the mean, the variance and the covariance vary over time) and cointegration that may exist between health expenditure and income variables. But the later ones did look at the issues of non-stationarity and cointegration between these variables (Hansen and King, 1996; Blomqvist and Carter, 1997; McCoskey and Selden, 1998; Roberts, 2000). One common finding in these studies is that real per capita gross domestic product (GDP) seems to be the most important factor in explaining the rise in health expenditures. But such studies have not yet managed to determine unanimously and conclusively whether health care services represent a "luxury good"—in other words, whether the income elasticity of these expenditures is greater than one. Some studies have found an elasticity coefficient greater than one, while other, more recent studies have found a coefficient of less than one. These contradictory results may be explained by the differences in the models. In addition to income, authors such as Leu (1986) and Gerdtham et al. (1998) have included other non-institutional variables such as the proportion of the population below age 15 or age 4, respectively; the proportion above age 65 or age 75, respectively; and alcohol and tobacco consumption. Except for tobacco, these non-institutional variables have been found to have little or no significance. Those authors have also included institutional variables, such as the number of physicians per 1000 population, the use of primary care "gatekeepers" and the degree of public sector involvement in the delivery of health care services. In most cases, results are presented with some caveats, Gerdtham and Jönsson (2000, pp. 45–47).

Like most of the major OECD countries, Canada has experienced a substantial increase in the proportion of GDP that it allocates to health expenditures. For example, for the period 1975 to 1998, the ratio of total health expenditures to GDP rose to 9.1% from 7.1% with a peak of 9.9% in 1992 (CIHI, 1999). The issue is thus just as crucial for Canada. The severe budget constraints of the Canadian provincial and federal governments during the first half of the 1990s further aggravated the problem of public funding for health services. In Canada, health expenditures are financed chiefly by the public sector[1] (jointly by the two levels of government). But under the provisions of the Canadian constitution, the provincial governments have the primary responsibility for providing health care services to their citizens.

---

1 In 1998, the Canadian average for provincial health expenditures as a proportion of total health expenditures was 64.4%. Some territories and provinces even had proportions as high as 75% that year.

This study will examine two questions:

- What factors are determining the rise in health care expenditures in Canada?[2]
- Does health care represent a luxury good (in the economic sense of the term) in Canada?

These questions have major policy implications for Canada and represent some of the most important issues in any study of the sustainability of the Canadian health care system. For example, if it is established that health care does represent a luxury good, health expenditures as a proportion of GDP will increase. This means that the health sector will consume a larger and larger share of national income. Because it is hard for governments to increase their revenues as a proportion of national income, it follows that a growing share of governments' revenues will be allocated to health expenditures, at the expense of other sectors. Despite all this, these issues have received very little attention in the empirical literature in Canada, except in Di Matteo and Di Matteo (1998), who attempted to use data for the Canadian provinces to determine the main factors explaining the rise in health care expenditures in Canada. The Di Matteo and Di Matteo study can be regarded as using a second-generation model: a panel data analysis in which the issues of group stationarity are not addressed.

The current study attempts to answer the two questions above using Statistics Canada data for the 10 Canadian provinces for 1966 to 1998, on provincial government health expenditures, total income (disposable personal income plus government income), the proportion of the population 65 years of age or over, and the ratio of the deficit or surplus to GDP.[3] It examines the effect of income on health expenditures in the context of relations between non-stationary panel series. This analysis has been facilitated by new tools for testing for the stationarity and cointegration of panel data (Im et al., 1997; Kao, 1999).

This study also takes a closer look at economic theory to separate conceptually two effects that are combined in the income-elasticity coefficient: the income effect and the Baumol effect. The latter is the idea that as the economy develops, certain labour-intensive services become relatively more expensive, while prices of manufactured goods fall. This effect appears to have been neglected in most empirical studies of health economics both in Canada and internationally. Health care is a labour-intensive sector. In Canada, approximately 60% of health expenditures are for labour (Carr and Ariste, 2001). The Baumol effect is therefore likely to come into play in this sector. That is why this study conceptually separates prices (which produce the Baumol effect) from quantities (which produce the income effect) in health expenditures.

---

2 For a survey of some of the problems facing the Canadian health system, see Evans (1983); Culyer (1988); Brown (1991); Blomqvist and Brown (1994); Gratzer (1999).

3 Other variables such as the level of hospital use or drug use, or alcohol consumption could be included in the analysis, but time-series are not always available for these variables.

In summary, the current study differs from past ones in that it:

- focuses on Canada only and uses provincial data;
- includes fiscal variables to reflect government budget constraints;
- uses recently developed econometric methods to test the stationarity of panel data; and
- assigns a preponderant role to economic theory in explaining the relationship between health expenditures and income, and in particular for distinguishing income elasticity from the Baumol effect.

Nevertheless, we are aware that an estimated elasticity coefficient for Canada may be incorrect, because the price is not observed, and the health care demand function therefore cannot be calculated directly. That said, our results indicate a significant income elasticity coefficient of 0.88. This result suggests that at constant prices, health care represents a normal good and not a luxury good. However, the Baumol effect suggests that over time, there has been some variation in the relative prices of health care; this leads to a substitution effect that should be applied to correct the income effect obtained. As regards our two other variables, the coefficient found for the ratio of the deficit or surplus to GDP is equal to 1.45 and is highly significant, but the coefficient for the proportion of the population 65 years of age or over was not found to be significant.

The rest of this paper is organized as follows. In section 2, we present our data. In the first part of section 3, we present our model in which the time structure of the expenditure and income variables is formally considered. This leads us to test for the presence of a unit root,[4] first at the level of each province, then for all the provinces as a whole. We then perform tests for cointegration[5] of health expenditures and income for those provinces where these two variables were found to be integrated of order 1, or I(1).[6] In the second part of section 3, we try to determine whether an analysis based on the panel of observations (a pooled time-series cross-section approach) together with a good specification can help to obtain reliable results for the elasticity coefficient and the other parameters. Lastly, in section 4, we discuss the policy implications of our findings and present our conclusions.

---

4 The detection of a unit root indicates that we are dealing with non-stationary series. The application of the ordinary least squares method to such series would produce a spurious regression, indicating a false relationship.

5 If two series are non-stationary, there may be a long-term relationship that ties them to and prevents them from deviating very much from each other. In such a case, the two series are said to be cointegrated, and an error-correction model can be applied.

6 If a non-stationary variable becomes stationary after being differenced once, it is said to be integrated of order 1, or I(1).

# 2. Data

The variables considered in this study on the determinants of the health expenditures of Canadian provincial governments[7] are the total real income of the provinces, the proportion of the provincial population 65 years of age or over, and the ratio of the deficit or surplus to GDP. The reasons these variables were chosen are discussed below. The data series, originally stated in current dollars, was converted into real (1992) dollars using the Canadian GDP deflator. Because outcome measurements are not used in the Canadian health care system, deflators for health care products tend to be of very poor quality. The Canadian GDP deflator has been used in this study instead, because it expresses the opportunity cost of the other goods and services bought and sold in the country. Also, those series containing observations for a province as a whole were converted into observations per capita using the number of inhabitants of the province in question. We have chosen to use data on the scale of the provinces, and to pool these data into cross-section time-series (i.e. to use the pooled time-series cross-section approach), because it is the provinces that provide the health care services to their populations.

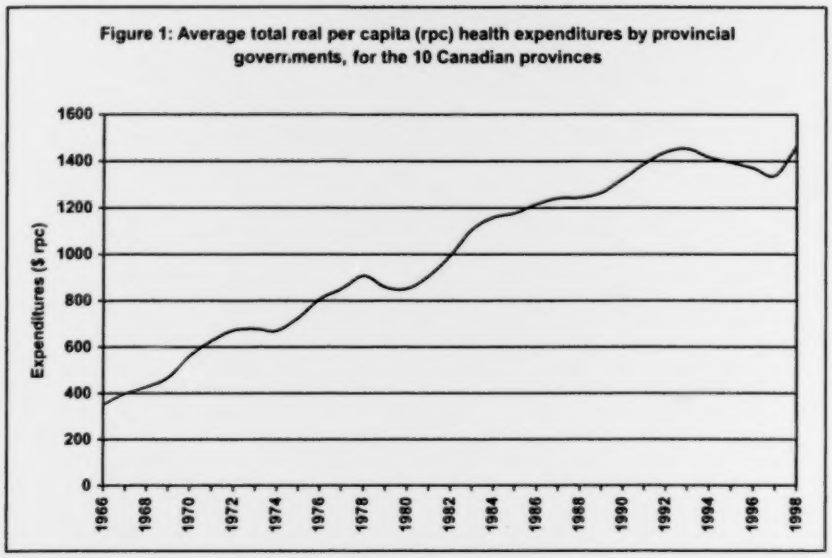
## 2.1 Health Expenditures of the Provincial Governments

The data used for health care expenditures by the provincial governments are those provided by Statistics Canada. We chose this source because it contains observations over a greater number of years. When looking for a cointegration relationship, a longer series is always better. Statistics Canada has been publishing annual data on health expenditures for each province since 1965/1966, whereas the Canadian Institute for Health Information (CIHI)[8] has such data only from 1975 on. Using Statistics Canada series on *consolidated revenue and expenditure of governments by function* (Statistics Canada historical data on public sector finance, Publication 68-512 and data for more recent years, Publication 68-212), we have obtained observations on health expenditures from 1966 to 1998. We thus approached more closely the conditions that let us make use of the theory of large numbers and the asymptotic properties of certain estimators. Figure 1 shows the average real per capita health expenditures for the 10 Canadian provincial governments. Real per capita health expenditures have increased from $351 in 1966 to $1,464 in 1998. Despite the decline between 1993 –and 1997, the average annual growth rate has been 4.5% between 1966 and 1998.

---

7 This study deals particularly with government expenditures on health care. To allow comparisons with international studies that use total health expenditures, results are provided later on using data on total health expenditures in Canada (see footnote 26).

8 It should be noted that Statistics Canada tends to apply a more restrictive definition of health expenditures than the CIHI. For example, Statistics Canada classifies health expenditures of the provincial ministries of social and community services as social services expenditures, whereas the CIHI includes them as health expenditures in its national health expenditures (NHEX) database. However, Statistics Canada and the CIHI do periodically reconcile their data on government health care expenditures.




## 2.2 Total Real per Capita Income

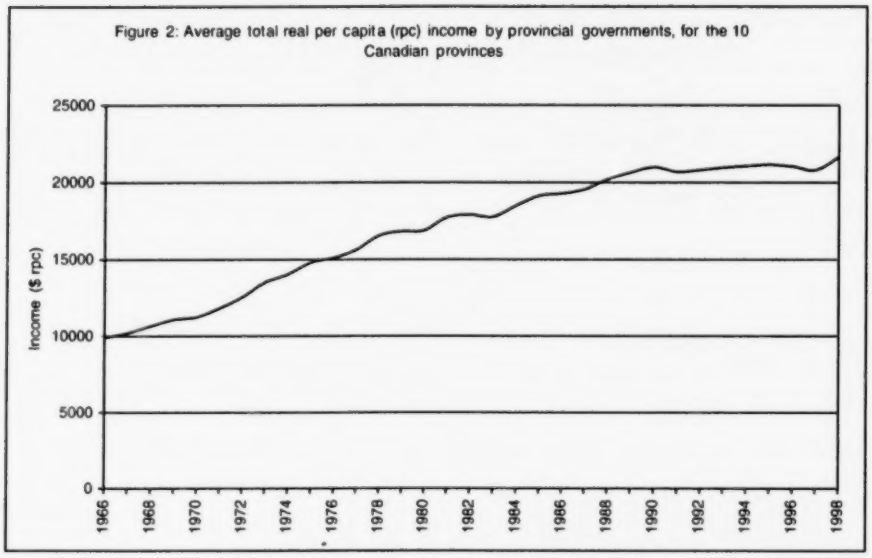
Real income is commonly included as a variable in empirical studies of the factors responsible for the rise in health expenditures. The income variable used in the present study has two components: disposable personal income and government income. Disposable personal income, which essentially represents GDP minus the taxes paid by individuals and businesses, is taken directly from the *Provincial Economic Accounts – Selected Economic Indicators*, CANSIM matrices 6968-6977 and 9220-9229. Government income comprises the taxes collected by the provincial governments plus the amounts of the transfer payments from the federal government to the provinces.[9] These data on provincial government income are taken from matrices 6769-6778 and 9085-9094. Adding these two income components, we obtain the total real per capita income for the provinces. In this way, we capture the provinces' spending ability more effectively than if we had considered GDP alone. Figure 2 shows average total real per capita income for the 10 Canadian provinces by the provincial governments.

As for health expenditures, this chart shows that real per capita income keeps growing with time. From $9,904 in 1966, it reached $21,634 in 1998 for an average annual growth rate of 2.4%.[10]

---

9 Di Matteo and Di Matteo (1998) consider the amounts of federal transfers to the provinces as an explanatory variable in and of itself. But we chose not to do so, because these amounts are not used exclusively to fund health services; in some cases, a large portion is predisposed via interest on public debt. We have treated them like any other source of income and added them to these other sources. One suggestion, with which we agree, is that it would have been appropriate to use government income and net out the portion of the transfers that go to debt servicing. We actually run a regression with provincial government income to which we net out provincial debt charges and provide the results in footnote 28.

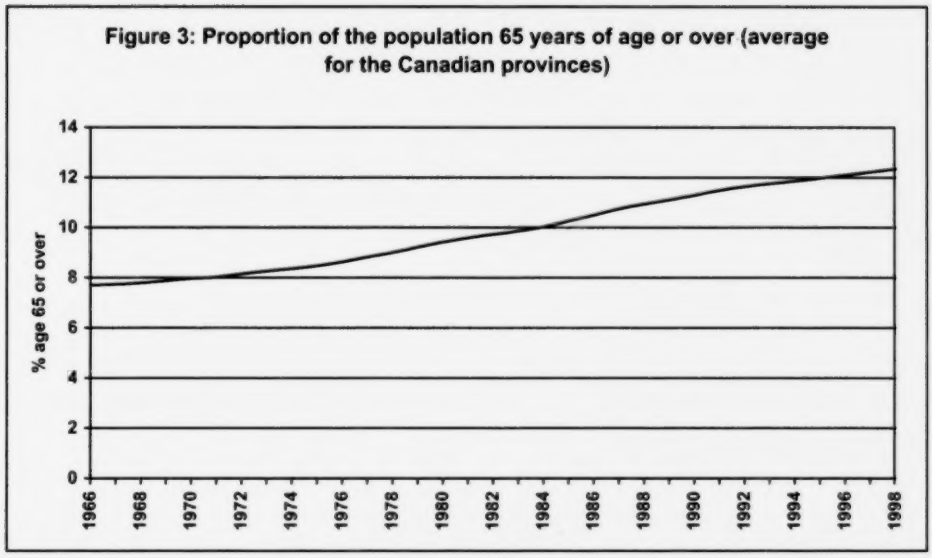
10 Note that we cannot draw any conclusion from those charts and growth rates regarding the assumption of health as a luxury good. Only multiple regression can help to draw such conclusion.




## 2.3 The Proportion of the Population 65 Years of Age or Older

Our reasons for including the variable "proportion of the population 65 years of age or older" merit some explanation. Consumption of health care is not evenly distributed across the various stages of life; young children and seniors make more intensive use of it. In general, the costs run relatively high for very young children, drop considerably for people in their youth, then start increasing, at first gradually and later steeply, as people age. Denton and Spencer (1975) have shown that compared with health care expenditures for someone 40 years of age, those for someone 60 years of age are almost twice as high, and those for someone 70 years of age are almost three times as high. Likewise, Pollock (2000) has shown that the ageing of the population will contribute to a rise in health expenditures. The results of Pollock's projections indicate that the contribution of an ageing population to annual health expenditures will increase to about 0.9% around the time when the ratio of seniors to the total Canadian population peaks.[11] The ageing factor taken alone will thus contribute to increasing the proportion of GDP allocated for health expenditures. Even so, the effect will not be very great in terms of the contribution to nominal growth, and the study indicates that this factor will continue to play only a secondary role in the future. Figure 3 shows the evolution of the proportion of the seniors' population in Canada.

11 It is somewhat arbitrary to assign a date to the phenomenon of the baby boom. However, in Canada, the number of births peaked in 1959, and in subsequent years the birth rate fell rapidly. Consequently, it seems reasonable to say that all of the baby boomers will have reached retirement age by around 2030.



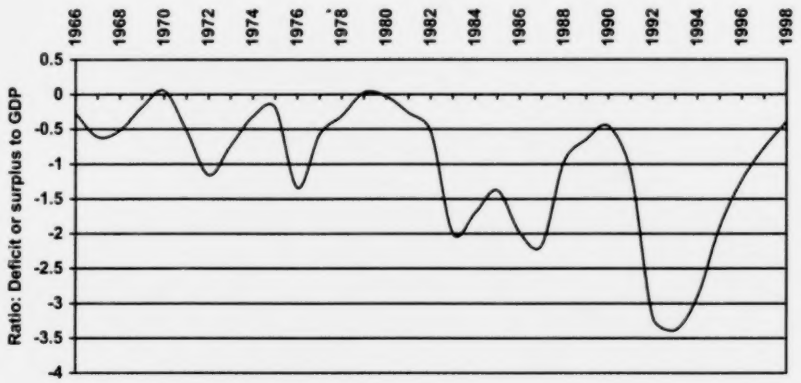

This graph shows that the proportion of seniors in the population is a trending variable also. Given that this proportion rose from 7.6% in 1966 to 12.35% in 1998 and, according to Statistics Canada's projections, should reach 21.4% in 2026, the large number of seniors can be expected to contribute to rising health expenditures.

The results of most empirical studies using international data show a non-significant coefficient for this variable (Gerdtham, 1992; Blomqvist and Carter, 1997; Barros, 1998; Roberts, 1998). In contrast, a study on Canada by Di Matteo and Di Matteo (1998) yielded a significant coefficient (but did not include the time trend found in those other studies). The current study, which uses the series *Population by single years of age, age groups and sex, by province* (CANSIM matrices 6368-6377) to obtain observations for this variable, will attempt to obtain another source of empirical estimates of the weight of seniors in the projection for health expenditures in Canada.

## 2.4 Ratio of Deficit or Surplus to Gross Domestic Product

Like Gerdtham and Jönsson (2000), we think that the ratio of the deficit or surplus to GDP could be an important element in determining health care expenditures. This variable has not been included in previous empirical studies on the determinants of health care expenditures. To capture the effect of governments' budgetary situation on health expenditures, we decided to include the ratio of the budget deficit or surplus to GDP in the regression. The sources that we used to calculate the data for this variable were the *Provincial government revenue and expenditure* (Public Institutions Division of Statistics Canada [SDDS 1720]) and *Gross domestic product, expenditure-based* (National Accounts and Environment Division of Statistics Canada [SDDS 1902/13-213[). Figure 4 outlines the trend in the average ratio of the budget deficit or surplus to GDP for Canada's provincial governments.

**Figure 4: Ratio of budget deficit or surplus to GDP (average for the 10 Canadian provinces)**




This graph shows that the ratio of the deficit or surplus to GDP evolves in a sawtooth fashion. After periods of budget deficits, governments tend to restrain their expenditures in an attempt to balance their budgets. The impact of such cutbacks on health expenditures can be tremendous, because they account for as much as 40% of some provincial governments' total program expenditures.[12] The reduction in health expenditures from 1993 to 1997 (see Fig. 1) goes along with a sharp reduction in the deficit for the same period.

12 In 1998, for Canada as a whole, provincial health expenditures averaged one third of the provinces' total program expenditures.

# 3. The Model

The basic model considered in this study is taken from the literature on the determinants of health expenditures. We postulate that real per capita health expenditures by provincial governments are a function of the provinces' real per capita income,[13] the proportion of the provincial population 65 years of age or over, and the ratio of the provincial budget deficit or surplus to GDP.[14] The model is specified in the form of a log-linear relationship between real per capita health expenditure and real per capita income. Thus we define:

- $h_{i,t}$ as the natural logarithm of the values of real per capita health expenditures for province i in year t;
- $r_{i,t}$ as the natural logarithm of the values of total real per capita income[15] for province i in year t;
- $a_{i,t}$ as the proportion of the population 65 years of age or over for province i in year t; and
- $b_{i,t}$ as the ratio of the provincial government's budget deficit or surplus to provincial GDP for province i in year t.

In this study, we attempt to account for the time structure of the expenditure and income variables. To do so, we must test for the unit root and, if all the series are non-stationary and I(1), for the cointegration of these panel data. The recent methods of Im, Pesaran and Shin (1997), hereafter IPS, and Kao (1999) are used to test for the unit root and for cointegration, respectively. The unit root tests are performed on each of the series using the augmented Dickey-Fuller method, hereafter ADF (Dickey and Fuller, 1981; Davidson and MacKinnon, 1993). We then obtain the statistic used to perform the unit root test for the panel by calculating the mean of the individual ADF statistics. This value is compared with simulated critical values provided by IPS. When this value exceeds a given significance level, the null hypothesis for the unit root is rejected.

The Kao method of testing for cointegration[16] consists of performing individual ordinary least squares (OLS) regressions of $h_{i,t}$ on $r_{i,t}$ and performing ADF tests on the estimated residuals for these series (Engle and Granger, 1987). The statistic used to test the null hypothesis of non-cointegration of the panel is obtained by calculating the mean of the ADF statistics

---

13 One could think that the inverse relation is also true and that the simultaneity question should be addressed. However, it is unlikely that income is determined by the level of health expenditures.

14 Ideally, the deficit to GDP ratio should enter the regression with a lag, instead of contemporaneously. However, given our low sample size, loss of observations would even more hardly qualify our test statistics as asymptotically normal.

15 We also run a regression with provincial government income in which we subtract provincial debt charges. Results are provided in footnote 28.

16 This approach is not used, because we have shown later that one of the series is I(2).

previously obtained.[17] It is then compared with critical values supplied by Kao, and if it exceeds these values, the null hypothesis can be rejected. This therefore leads us to analyze the series for each of the provinces.

### 3.1 Analysis of Stationarity and Cointegration of the Series

The purpose of this section is to verify whether the variables in the regression are non-stationary and cointegrated. Because only $h_{i,t}$ and $r_{i,t}$ are *a priori* likely to be so, we consider only these two variables initially. If they are in fact found to be, we will then extend the analysis to the other variables in the model. We start first by testing whether each of the variables $h_{i,t}$ and $r_{i,t}$ is stationary. To do so, we use the ADF test which is based on the following regression for each series:

$$\Delta h_t = \alpha + \theta t + \beta h_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \gamma_j \Delta h_{t-j} + e_t \qquad (1)$$

$$\Delta r_t = \alpha + \theta t + \beta r_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \gamma_j \Delta r_{t-j} + e_t \qquad (2)$$

where $e_t$, for t =1,2,…,n is white noise; the number of lags p is chosen so as to eliminate autocorrelation of the residuals and minimize the Akaike Information Criterion. The regressions used to test the stationarity of the level variables can include a constant and a linear trend. Whether or not the linear trend should be included is the subject of growing debate.[18] For our part, we have performed the unit root test using an equation that incorporates both representations (i.e. a formulation with a constant [a stochastic representation] and a time trend [a deterministic representation]). The non-rejection of the null hypothesis for the unit root indicates that the series is characterized by a random walk representation. Also, only the constant is included in the regressions used to test the stationarity of the first-differenced variables. Table 1 shows the results of the unit root test on the values of $h_{i,t}$ and $r_{i,t}$ as well as their first differences. MacKinnon's critical values for testing the null hypothesis for the unit root at the 5% and 10% levels are -3.573 and -3.220, respectively, for the level variables, and -2.959 and -2.618 for the first-differenced variables. Ljung-Box Q statistics for testing the null hypothesis of the absence of order 9 autocorrelation in the residuals are also supplied, with the probabilities of rejection in parentheses.

---

17 Note that this test allows you to have ordinates at the origin and different slopes between the groups.

18 McCoskey and Selden (1998) indicated that the ADF regressions should not include any linear trend, because the intercept itself already acts as a trend and power is lost in the case of a limited sample. These authors found that the health expenditures and GDP of the OECD countries are stationary. Hansen and King (1998) argued that the time trend is evident for these variables and must be included to apply the ADF test in its general form; they found the opposite result with the same data for the OECD countries. Also, Gerdtham and Löthgren (2000), using the KPSS test and the same data, rejected the null hypothesis of stationarity even when the trend is excluded.

At the 5% significance level, the null hypothesis of the unit root cannot be rejected ($\beta = 0$) for $h_{i,t}$ and $r_{i,t}$ in any of the provinces. However, at the 10% level, the null hypothesis of the unit root is rejected for $h_{i,t}$ in Ontario and Manitoba.[19] For the first differences of $h_{i,t}$, the null hypothesis of the unit root is rejected for each of the provinces, at both the 5% and the 10% levels; this suggests that the values of $h_{i,t}$ are I(1), because their first differences are stationary. As regards the first differences for $r_{i,t}$, they are stationary in seven of the ten provinces at the 5% level and in nine of the ten provinces at the 10% level; they are non-stationary in Alberta. In fact, the income variable for Alberta is I(2), because the second difference is stationary with an ADF statistic of -6.41. Moreover, according to the Ljung-Box statistics, the null hypothesis of non-autocorrelation cannot be rejected in any of the cases, which shows that the lags have been chosen appropriately.

**Table 1: Unit root tests for health expenditures and income**

| Province | $h_{i,t}$ | Q-$h_{i,t}$ (Prob.) | <$h_{i,t}$ | $r_{i,t}$ | Q-$r_{i,t}$ (Prob.) | <$r_{i,t}$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Newfoundland | -1.789 | 9.13 (0.425) | -5.678* | -1.045 | 15.75 (0.072) | -3.527* |
| Prince Edward Island | -2.237 | 12.96 (0.164) | -5.763* | -2.141 | 13.88 (0.126) | -4.318* |
| Nova Scotia | -2.933 | 5.35 (0.803) | -5.149* | -0.043 | 9.63 (0.383) | -4.319* |
| New Brunswick | -2.287 | 7.15 (0.62) | -3.759* | -0.38 | 7.83 (0.554) | -3.348* |
| Quebec | -2.374 | 6.74 (0.664) | -3.581* | -1.128 | 7.26 (0.612) | -2.931** |
| Ontario | -3.252** | 4.34 (0.887) | -2.974* | -0.738 | 5.00 (0.835) | -2.925** |
| Manitoba | -3.487** | 4.92 (0.841) | -4.729* | 0.032 | 5.38 (0.803) | -5.158* |
| Saskatchewan | -0.928 | 3.52 (0.94) | -4.586* | -2.010 | 14.93 (0.09) | -3.853* |
| Alberta | -1.263 | 9.85 (0.362) | -3.455* | -1.423 | 6.99 (0.638) | -2.269 |
| British Columbia | -2.172 | 12.13 (0.206) | -3.480* | -0.985 | 9.20 (0.420) | -3.324* |

** , ** represent 5% and 10% significance levels, respectively.*

19 In a finite sample, the standard ADF test tends to reject the null hypothesis less often than it should have. The 10% level could help, to some extent, to offset this problem. Phillipes-Perron tests were also performed for purposes of comparison, and they provided the same results.

To verify the stationarity of the group and compensate for the weak power of the ADF tests when applied to small samples, we used the IPS method that proposed a unit root test in the context of a panel model using the mean of the individual ADF statistics for regressions (1) and (2). Our cross-section time-series data should ideally satisfy the hypotheses necessary to apply the alternative t-bar statistic[20] allowing us to test the null hypothesis of the unit root for all values of i ($\beta_i = 0$):

$$\bar{t}_{NT}(p_i) = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} t_{iT}(p_i) \qquad (3)$$

where $t_{iT}(p_i)$ represents the ADF tests estimated with $p_i$ lagged differences, $N$ is the number of groups, and $T$ is the total number of observations.

The hypotheses are:

1. The number of groups (N) and the number of observations (T) are finite and satisfy the criterion $N/T \rightarrow K$ for $K > 0$;

2. The deterministic component is the same for all the groups; these groups have the same trend. For example, if we assume that the series $h_t$ for one of the provinces has a linear trend, none of the provinces can have a stochastic component, which is, however, restrictive;

3. Every group considered in this study has a unit root, which renders plausible the alternative hypothesis of the IPS test that none of the groups has a unit root; and

4. The residuals from the individual ADF regressions are not autocorrelated, which is the case since the number of lags was chosen in such a way that the residuals would be white noise.

IPS propose using the following standardized statistic:

$$Z_t = \frac{\sqrt{N}(\bar{t}_{NT} - E(\bar{t}_{NT}))}{\sqrt{Var(\bar{t}_{NT})}} \qquad (4)$$

where $E(t\text{-}bar_{NT})$ and $Var(t\text{-}bar_{NT})$ are respectively the arithmetic means and the variances of the individual ADF statistics, given $\beta_i = 0$. They can be calculated using Monte Carlo simulations and are in fact supplied by IPS. The study by IPS shows that this statistic converges weakly toward the standard normal distribution for N tY, which lets it be compared with the critical values of the distribution N(0,1).

---

20 The other test proposed by IPS is based on the mean of the Lagrange multiplier statistics calculated for each group. The LM test of the unit root has been considered by Solo (1984) for time series.

In our case, because N is not large enough, we cannot use this Z statistic. Instead, we have used the IPS critical values in a finite sample. These values are -2.58 and -2.49, respectively, for the 5% and 10% levels of the values of N and T in the study. The values calculated for the t-bar statistical tests are -2.268 for the set $h_{i,t}$ and -0.893 for the set $r_{i,t}$. On this basis, we conclude that each of the variables $h_{i,t}$ and $r_{i,t}$ forms a non-stationary group.

The next step in our analysis is to check whether all the pairs $h_{i,t}$ and $r_{i,t}$ are cointegrated for each province, except for Alberta[21]—in other words, whether there is a long-term relationship between health expenditures and income. One way to proceed is to use the method of Engle and Granger (1987)[22] which consists in using the OLS to estimate the equation:

$$h_t = \alpha_0 + \beta_0 r_t + u_t \qquad (5)$$

and to subject the residuals from this estimate to unit root tests. The rejection of the null hypothesis of the unit root constitutes evidence of cointegration.

Table 2 shows the results of the estimation and the ADF tests on the residuals. These tests are done with a constant but with no trend. MacKinnon's critical values for the rejection of $H_0$ at 5% and 10% are -2.959 and -2.618, respectively. The statistical evidence indicates that at the 5% significance level, the null hypothesis of non-cointegration is rejected in all cases except in Newfoundland, Quebec and Saskatchewan. At the 10% level, the null hypothesis is rejected in all cases. If we consider the 5% level, we may suggest that health expenditures and incomes are non-stationary and cointegrated in three of the four Atlantic Provinces, as well as in Ontario, Manitoba and British Columbia. Given the weakness of the ADF tests with small samples, we propose to find another means of cross checking these cointegration relationships. One of the sufficient conditions for a true cointegration relationship is that the residuals of regression (5) be non-autocorrelated.

---

21 It should be borne in mind that income in Alberta is I(2).

22 We could also use the method of Johansen, which is more robust when there are several cointegration vectors. This method tests the hypotheses on these cointegration vectors directly.

**Table 2: Tests for cointegration between health expenditures and income**

| Province | $\alpha_0$ | $\beta_0$ | ADF($u_t$) | $R^2$o-AC1 (Prob.) |
|---|---|---|---|---|
| Newfoundland | -6.01 | 1.33 | -2.909 | 9.83* (0.007) |
| Prince Edward Island | -6.60 | 1.38 | -4.403* | 2.64 (0.104) |
| Nova Scotia | -8.98 | 1.64 | -3.636* | 5.94* (0.015) |
| New Brunswick | -7.701 | 1.50 | -3.648* | 6.63* (0.010) |
| Quebec | -8.92 | 1.62 | -2.753 | 16.831* (0.000) |
| Ontario | -13.27 | 2.05 | -3.648* | 16.59* (0.000) |
| Manitoba | -10.97 | 1.83 | -5.191* | 10.45* (0.001) |
| Saskatchewan | -5.66 | 1.28 | -2.675 | 17.76* (0.000) |
| British Columbia | -14.18 | 2.14 | -3.64* | 12.62* (0.000) |

** 5% significance level*

The last column in Table 2 presents the results of the Breusch-Godfrey test of the Lagrange multiplier to test the null hypothesis of the absence of first-order autocorrelation (AC1), with the probabilities of rejection shown in parentheses. The observed $R^2$ statistics suggest that at the 5% level, the test is significant in all cases, except for Prince Edward Island, which indicates that $H_0$ is rejected and the residuals are autocorrelated in most of the cases.[23] The fact that we have cointegration and autocorrelated residuals simultaneously in certain provinces represents an anomaly. It may be due to the small size of the sample, because the ADF tests are powerful only asymptotically. One way of getting around this problem would be to group the provinces and use the method of Kao (1999) which tests the null hypothesis of non-cointegration of panel data. This is not possible, however, because the income series are not I(1) for all of the provinces.[24] We therefore conclude that the panel data on health expenditures and income in Canadian provinces are non-stationary and possibly non-cointegrated. In the context of individual series,

23 This is the proof that the model is poorly specified and that we are dealing with a spurious regression in this case.

24 If we discount the case of I(2) in Alberta and test for the cointegration of the panel, we find a t-bar of -3.575. According to Kao's critical values, we will reject the null hypothesis of non-cointegration at 5% and 10%, but not at 1%. However, these results are not considered in this study.

we could explore a VAR model[25] but we prefer to pool the data in order to meet the conditions that let us make use of the asymptotic properties of the estimators. This leads us to consider a cross-section time-series model taking into account not only a linear trend, but also the autocorrelation and the groupwise heteroskedasticity of the errors.

### 3.2 Results for the Panel Model

Due to the weak sample size, we use a panel model to take advantage of all the information available in the data and to have more degrees of freedom and power. The model we use includes a trend and corrects for autocorrelation and groupwise heteroskedasticity of the errors. We also introduce the variables $a_{i,t}$ and $b_{i,t}$ (Ref, p. 18) to obtain the following complete model:

$$h_{i,t} = \alpha_i + \theta t + \beta r_{i,t} + \gamma a_{i,t} + \eta b_{i,t} + e_{i,t} \qquad (6)$$

where $\alpha_i$ is regarded as a term that is constant over time and specific to the group (a fixed effect) and the values $e_{i,t}$ are the residuals of the idiosyncratic or characteristic effects. This model thus imposes the following four restrictions:

$$\theta_i = \theta;\ \beta_i = \beta;\ \gamma_i = \gamma;\ \eta_i = \eta \qquad (7)$$

We estimated this model using the Stata 7 *xtgls* command, which is appropriate for estimating cross-section time-series models and simultaneously allows the inclusion of the *panels (heteroskedastic)* options to specify the heteroskedastic structure with no cross-correlation of the errors and *corr(ar1)* to specify that within the panels, there is first-order autocorrelation.[26] The results are reproduced in Table 3.

---

25 The VAR model could be more compatible with the stochastic representation found in the series but, taking into account the relatively few numbers of observations, it would create some concern in using the theory of large numbers.

26 We first estimated this model with the hypotheses of homoskedasticity and non-autocorrelation of the errors. Not surprisingly, these hypotheses were rejected.

**Table 3: Results for panel model with linear trend**

| $h_{i,t}$ | Coefficient | Std. Dev. | z score | P > \|z\| |
|---|---|---|---|---|
| $r_{i,t}$ | 0.88 | 0.069 | 12.671 | 0.000 |
| $a_{i,t}$ | -1.35 | 0.726 | -1.868 | 0.062 |
| $b_{i,t}$ | 1.45 | 0.204 | 7.121 | 0.000 |
| t | 0.022 | 0.002 | 9.180 | 0.000 |
| constant | -2.00 | 0.642 | -3.113 | 0.002 |

Because the health expenditures and income variables are expressed as natural logarithms, the coefficient of $r_{i,t}$ represents elasticity. This coefficient suggests that, all other things being equal, a 10% increase in income should result in an 8.8% increase in health expenditures. When we test the null hypothesis that $r_{i,t} > 1$, we reject it at the 5% significance level with a chi-square (1) of 2.94.[27] This indicates that health represents a normal good and not a luxury good[28]: that is, if we assume that preferences and prices remain constant, the demand for health care is positively related to income, and the increase in the demand for health care is less than proportional to any increase in income.

However, it is far from certain that the "price" of health care is constant. The 8.8% increase in health expenditures is the combined result of increases in the two components of health expenditures: quantities (of equipment, supplies, labour, etc), which produces the income effect, and prices (of equipment, supplies, labour, etc), which produces the Baumol effect. To capture the income effect alone, we would need historical data on the quantities of all the inputs used in the health care system, and we would have to regress these quantities onto income and the other variables. Or else, to separate the Baumol effect from the combined effect, we would need data on the wages of health professionals, and we would have to regress them onto income and the other variables. This would be beyond the scope of the present study.

However, according to Carr and Ariste (2001), the increase in labour expenditures in the health sector is due not to the increase in the quantity of labour, but mainly to the rise in wages per unit time and per worker.[29] This suggests that the assumption of constant prices does not hold in the case of health care. Because the health sector is labour intensive, it experiences wage increases that result in non-negligible cost increases. Given the inherent limitations on increasing production in the health sector, the possibilities of productivity gains are therefore limited. This

---

27 In fact, the null hypothesis tested is $r_{i,t}=1$. It is rejected for any significance level exceeding 8.64%.

28 Since provincial governments are largely responsible for health expenditure in Canada, we also run the regression with government income net of debt charges. The coefficient on $r_{i,t}$ drops to 0.34, suggesting health is far from being a luxury good. The coefficients for the other variables $a_{i,t}$, $b_{i,t}$ and t are –1.21, 1.42 and 0.033, respectively.

29 This is confirmed in the case of labour but not necessarily for the other inputs.

situation results in an increase in the relative prices of the labour of medical staff. While the sign of the variation in relative prices is known for labour, it is not known for the other inputs of health care, such as drugs or technology.[30]

The increase in the demand for health care following an increase in income will be lesser (8) or greater than it would have been if prices had remained constant; whether lesser or greater depends on the sign of the variation in the relative prices of health care. Assuming labour costs have a determining effect on output prices, the relative prices are rising (Baumol effect). If we let $\Delta x$ be the change in the quantity of units of health care demanded and $\Delta P_x$ be the change in the price of a unit of health care, we can write:

$$\frac{\Delta x}{\Delta r} \Big| \Delta P_x > 0 \quad < \quad \frac{\Delta x}{\Delta r} \Big| \Delta P_x = 0 \qquad (8)$$

Baumol effect: underestimation of the income effect

$$\frac{\Delta x}{\Delta r} \Big| \Delta P_x < 0 \quad > \quad \frac{\Delta x}{\Delta r} \Big| \Delta P_x = 0 \qquad (8')$$

Improvement in technology or increase in productivity: overestimation of the income effect

The result can be either an underestimate (8) or an overestimate of the income effect obtained in regression (6). Discriminating between these two effects is important for the correct interpretation of the income effect. The issue is only raised in this study.[31]

One unexpected result of this regression is that the coefficient for the proportion of the population 65 years of age or older is negative, though not significant at the 5% level.[32] While contrary to that obtained by Di Matteo and Di Matteo, who found a positive, highly significant coefficient, these authors did not include the time trend unlike others (Gerdtham, 1992; Blomqvist and Carter, 1997; Barros, 1998; Roberts, 1998) who got a result similar to ours. If we rerun our own regression equation but exclude the linear trend, we too can obtain a positive, highly significant coefficient of 2.32. However, because the linear trend is excluded, this coefficient may also be capturing the effect of other variables that are not considered in the model. As for the unit root tests where the inclusion or omission of a trend can lead to different results (see footnote 16), the presence or absence of the linear trend is critical in determining the relationship between the ageing of the population and health expenditures.

---

30 Hence, in the final analysis, we do not know the sign of the variation in relative prices for all health care inputs as a whole.

31 A thorough discussion of the Baumol effect requires discussion about the technology of production in the health sector, something that is well beyond the scope of this paper.

32 We also estimated this model using the CIHI data on total health expenditures (1970–1998) and including the trend, and we were able to obtain a coefficient that was positive though also non-significant for age (even at the 10% level). The other variables $r_{i,t}$ , $b_{i,t}$ and t are all significant with values of 0.56, -0.36 and 0.018, respectively.

The variable $b_{i,t}$ is highly significant, with the usual sign[33]: an increase of 1 percentage point in the ratio of the deficit to GDP corresponds, all other things being equal, to an increase of 1.45% in health expenditures. The impact of the 1990s has probably intensified this result (see Figure 4). Following an increase in the deficit, governments may be inclined to decrease their program expenditures in order to reduce deficit. The lagged budgetary balance could be a best indicator of the health expenditures level.

The coefficient of the linear trend suggests that even if income remains unchanged, health care expenditures in the Canadian provinces increase by up to 2% per year. This result may be interpreted partially as the contribution of the impact of technological change on growth in health expenditures.[34] More and more health economists believe that this factor may represent the most important determinant of health care expenditures.[35]

Regression (6) also provides the Wald statistic that can be used to test the null hypothesis that the four restrictions stated in (7) are valid. The chi-square of 2024 obtained constitutes strong evidence for rejecting this hypothesis, which makes us doubt the validity of the constrained model and the common coefficients obtained. An estimate by individual province might prove to be the best approach. Because of the small size of the sample, the results of the unit root and cointegration tests would have to be investigated in depth before the adoption of any model that applied this approach.

---

33 Because the variable "ratio of deficit or surplus to GDP" takes negative values, the negative of this variable should be considered for a standard interpretation of the results.

34 Other factors that are probably masked in this coefficient are the changes in the relative prices of health care and in the health of the population.

35 For an overview of the rolé of increasingly sophisticated medical technologies in rising health expenditures, see Weisbrod (1991) and Feeny (1994).

# 4. Implications and Conclusion

In this study, we have examined the effects on health expenditures of three variables: income, the proportion of the population 65 years of age or older, and the ratio of the deficit or surplus to GDP. After analyzing the questions of stationarity and cointegration of the data series, we opted for a cross-section time-series model that takes into account the linear trend, the heteroskedasticity, and the autocorrelation of the error terms. Our results clearly indicate that health expenditures in Canada will continue to rise as the economy develops and we become wealthier; this is consistent with spending behaviour on a normal good. However, due to the uncertainty of the sign of the variation in the relative prices of health care, we cannot conclude whether or not health care services represent a luxury good, because the income coefficient obtained may underestimate or overestimate the "true income effect."

To establish whether or not this is so, it would be necessary to be able to empirically dissociate growth in unit prices of health care (the Baumol effect) from growth in the number of units of health care (the income effect). With regard to human resources, this would mean separating growth in wages per worker from growth in the number of workers. Lastly, the rejection of the constrained model suggests that an estimate of the individual elasticities from a vector-autoregressive model (VAR) or an error-correction model (ECM) could give us a better picture of the situation in the future when more data are available.

The health expenditures of the provincial governments will grow by 2% per year even without income growth. This may be due in part to the availability of medical technologies that are increasingly sophisticated and increasingly expensive to acquire. Hence, there is the potential for a budget deficit whenever growth in GDP is weak or non-existent; otherwise, the Canadian health system could have trouble remaining at the cutting edge of technology. Besides, the deficit is positively correlated with health expenditures: the value of the coefficient $b_{i,t}$ suggests that a 1 percentage point increase in the deficit-to-GDP ratio will be accompanied by a 1.45% increase in health expenditures.

All of these results are consistent with what might be expected intuitively. When the economy is growing, wages increase substantially. The impact on health expenditures can be enormous, because this is a labour intensive sector. As the primary providers of health care, the provincial governments acquire the best equipment available to ensure that they can provide their citizens with high quality services. But in acquiring this equipment, they do take their budgetary constraints into account, which may explain the observed lag in the technology of the Canadian health system compared with that of the United States.

The negligible impact of the ageing of the population on health expenditures represents a less conventional result for a Canadian study. Due to the difficulty of separating the ageing factor from that of the time trend, we cannot draw any firm conclusions for the moment. Whatever the case, this coefficient cannot be used to project the effects of ageing on health expenditures since the historical data did not capture the impact of the baby boomers on health expenditures. It seems likely that the pressure of retired baby boomers on the health system will be considerable. But it will not be as intense as many studies on this subject suggest, especially if we consider the nominal data.

# References


Barros, P.P. 1998. "The Black Box of Health Care Expenditure Growth Determinants." *Health Economics*, 7: 533-544.

Blomqvist, Å. and R.A.L. Carter. 1997. "Is Health Care Really a Luxury?" *Journal of Health Economics* 16: 207-229.

Blomqvist, Å. and D.M. Brown. 1994. *Limits to Care – Reforming Canada's Health System in an Age of Restraint*. Toronto: C.D. Howe Institute.

Brown, M.C. 1991. *Health Economics and Policy Problems and Prescriptions*. Toronto: McClelland and Stewart.

Carr, J. and R. Ariste. 2001. *Health Human Resources – Cost Driver of the Canadian Health Care System*. Ottawa: Health Canada. Applied Research and Analysis Directorate. Mimeo.

CIHI.1999. *National Health Expenditure Trends, 1975-1999*. Ottawa: Canadian Institute for Health Information.

Culyer, A.J. 1988. "Health Care Expenditures in Canada: Myth and Reality; Past and Future." *Canadian Tax Paper*, 82. Toronto: Canadian Tax Foundation.

Davidson, R. and J.G. MacKinnon. 1993. *Estimation and Inference in Econometrics*. Oxford: University Press.

Denton, F.T. and B.G. Spencer. 1975. "Health-Care Costs When the Population Changes." *Canadian Journal of Economics*, 8, 34.

Dickey, D. and W. Fuller. 1981. "Likelihood Ratio Tests for Autoregressive Time Series with a Unit Root." *Econometrica*, 49: 1057-1072.

Di Matteo L. and R. Di Matteo. 1998. "Evidence on the Determinants of Canadian Provincial Government Health Expenditures: 1965-1991." *Journal of Health Economics* 17, 211-228.

Engle, R. and C. Granger. 1987. "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing." *Econometrica*, 55: 251-276.

Evans, R.G. 1983. "Health Care in Canada: Patterns of Funding and Regulation." *Journal of Health Politics, Policy and Law*, 8, 1.

Feeny, D. 1994. "Technology Assessment and Health Policy in Canada." In: Å.G. Blomqvist and D. Brown (eds.), *Limits to Care – Reforming Canada's Health System in an Age of Restraint* (pp. 295–326). Toronto: C.D. Howe Institute).

Gerdtham, U.-G. 1992. "Pooling International Health Expenditure Data." *Health Economics* 1: 217-231.

Gerdtham, U.-G. and B. Jönsson. 2000. "International Comparison of Health Expenditure." In: Culyer, A.J. and J.P. Newhouse, *Handbook of Health Economics*, pp.11-53. Elsevier.

Gerdtham, U.-G., B. Jönsson, M. MacFarlan and H. Oxley. 1998. "The Determinants of Health Expenditures in the OECD Countries." In: P. Zweifel (ed.), *Health, the Medical Profession, and Regulation*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.

Gerdtham, U.-G. and M. Löthgren. 2000. "On Stationarity and Cointegration of International Health Expenditure and GDP." *Journal of Health Economics* 19: 461-475.

Gerdtham, U.-G., J. Sögaard, F. Anderson and B. Jönsson. 1992. "Econometric Analysis of Health Expenditure: A Cross-Section Study of the OECD Countries." *Journal of Health Economics* 11: 63-84.

Gratzer, D. 1999. *Code Blue – Reviving Canada's Health Care System*. Toronto: ECW Press.

Hansen, P. and A. King. 1996. "The Determinants of Health Care Expenditure: A Cointegration Approach." *Journal of Health Economics* 15: 127-137.

Hansen, P. and A. King. 1998. "Health Care Expenditure and GDP: Panel Data Unit Root Test Results – Comment." *Journal of Health Economics* 17: 377-381.

Hitiris, T. and J. Posnett. 1992. "The Determinants and Effects of Health Expenditure in Developed Countries." *Journal of Health Economics*, 11: 173-181.

Im K.S., M.H. Pesaran and Y. Shin. 1997. "*Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels.*" University of Cambridge: Department of Applied Economics. Mimeo.

Kao, C. 1999. "Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data." *Journal of Econometrics*, 90: 1-44.

Leu, R.E. 1986. "The Public-Private Mix and International Health Care Costs." In: A.J. Culyer and B. Jönsson (eds.), *Public and Private Health Services*. Oxford: Basil Blackwell.

McCoskey, S.K. and T.M. Selden. 1998. "Health Care Expenditure and GDP: Panel Data Unit Root Test Results." *Journal of Health Economics* 17: 369-376.

Newhouse, J.P. 1977. "Medical Care Expenditure: A Cross-National Survey." *Journal of Human Resources*, 12: 115-125.

Pollock, A. 2000. "Ageing as a Health-Care Cost Driver." *Ageing Series*. Ottawa: Health Canada, Applied Research and Analysis Directorate. Mimeo.

Roberts, J. 1998. "Sensitivity of Elasticity Estimates for OECD Health Care Spending: Analysis of a Dynamic Heterogeneous Data Field." Paper prepared for the *Seventh European Workshop of Econometrics and Health Economics.* STAKES, Helsinki, Finland, 9-12 September 1998.

Roberts, J. 2000. "Spurious Regression Problems in the Determinants of Health Care Expenditure: A Comment on Hitiris (1997)." *Applied Economics Letters*, 7(5), 279-283.

Solo, V. 1984. "The Order of Differencing in ARIMA Models." *Journal of the American Statistical Association*, 79, 916-921.

Weisbrod, B. 1991. "The Health Care Quadrilemma: An Essay on Technological Change, Insurance, Quality of Care, and Cost Containment." *Journal of Economic Literature*, 29: 523-552.

Santé Canada Health Canada

La série de documents de travail pour la recherche sur les politiques de santé

# Nouvelles considérations sur l'étude empirique des dépenses de santé au Canada : 1966–1998

Document de travail 02-06
Janvier 2003

Canada

Notre mission est d'aider les Canadiens et les Canadiennes
à maintenir et à améliorer leur état de santé
*Santé Canada*

Cette publication est disponible sur support informatique, en gros caractères, sur cassette audio et en braille, sur demande.

Pour obtenir des exemplaires supplémentaires, veuillez communiquer avec :

Santé Canada
Unité de communication de la recherche sur les politiques
Téléphone : (613) 954-8549
Télécopieur : (613) 954-0813
ou par courriel à : **RMDDinfo@hc-sc.gc.ca**

La version électronique est disponible à l'adresse suivant : **http://www.hc-sc.gc.ca/arad-draa**

This document is also available in English under the title: *New Considerations on the Empirical Analysis of Health Expenditures in Canada: 1966-1998.*

La reproduction à des fins non commerciales est autorisée à condition que la source soit clairement indiquée.

Les opinions exprimées dans cette publication ne reflètent pas nécessairement les vues ou les politiques officielles de Santé Canada.

La série de documents de travail de Santé Canada soutient la prise de décisions éclairées en mettant en évidence la recherche sur les politiques à Santé Canada et en la faisant connaître à un grand nombre d'analystes des politiques et de décideurs de Santé Canada, ainsi qu'aux partenaires du milieu de la recherche à l'extérieur du Ministère. La Série s'inscrit dans un vaste programme de communication de la recherche sur les politiques, qui comprend le *Bulletin de recherche sur les politiques de santé.*

© Sa Majesté la Riene du Chef du Canada, représentée par le ministre de Travaux publics et Services gouvernementaux Canada, 2003

N° de catalogue H13-5/02-6F
ISBN 0-662-87788-8

# Nouvelles considérations sur l'étude empirique des dépenses de santé au Canada : 1966-1998

**Ruolz Ariste et Jeff Carr**
Santé Canada

# Biographie des auteurs

Jeff Carr a obtenu de l'Université de Toronto un baccalauréat en commerce et en finances ainsi qu'une maîtrise en économie. Il travaille comme économiste à Santé Canada, où ses travaux de recherche portent principalement sur des questions d'effectifs dans le secteur de la santé et sur la possibilité que l'État continue à financer les soins de santé au Canada. Un autre domaine important sur lequel portent les études de Jeff Carr est la productivité du système de soins de santé, plus particulièrement les innovations et le rôle de la technologie. Il réside actuellement à Ottawa (Ontario), où il travaille.

Ruolz Ariste, économiste, est rattaché à la Division de l'analyse de la demande et de l'offre en santé, au sein de la Direction de la recherche appliquée et de l'analyse, à Santé Canada. Son champ d'intérêt actuel est l'économie de la santé, où il étudie les questions relatives aux inducteurs de coûts et à la viabilité du système canadien de soins de santé ainsi qu'à la prévalence, à l'incidence et aux protocoles de traitement des maladies cardiovasculaires. Ses recherches ont porté également sur l'économie de l'environnement et la gestion intégrée des risques, domaines où il est co-auteur de plusieurs documents avec quelques chercheurs du Centre interuniversitaire de recherche en analyse des organisations (CIRANO), qui est basé à Montréal.

# Remerciements

Nous tenons à remercier Åke Blomqvist et Seamus Hogan qui nous ont aidés à développer plusieurs des idées sur le sujet. Nous remercions également Charles Mallory et Cliff Halliwell qui ont proposé des améliorations intéressantes aux versions antérieures de cet article.

L'analyse et les conclusions obtenues dans ce travail, y compris l'interprétation des données, sont celles des auteurs et ne doivent pas être considérées comme étant une position officielle du Comité de rédaction des Cahiers de recherche ou de Santé Canada.

# Abstract

The purpose of this paper is to empirically study the factors that impact the Canadian provincial governments' real per capita health expenditures and to determine if health care expenditures in Canada grow more than proportionally with any increase in income, as in the case of a luxury good (income elasticity greater than one).

These issues have major policy implications for Canada. For example, if it is established that health care represents a luxury good, health expenditures as a proportion of GDP will increase. This means that the health sector will consume a larger and larger share of national income. Because it is hard for governments to increase their revenues as a proportion of national income, it follows that a growing share of governments' revenues will be allocated to health expenditures, at the expense of other sectors.

In order to address these issues, we use data on real per capita total income, the proportion of the population 65 years of age or over, and the ratio of the deficit or surplus to gross domestic product (GDP) for all 10 Canadian provinces for the period 1966 to 1998. Recent econometric techniques for panel data have been applied to test for stationarity ( if the mean, the variance and the covariance of the series vary over time) as well as for cointegration (whether there is a long-term relationship between the variables) of the series.

An income elasticity of 0.88 is found, suggesting that health care expenditure is positively related to income, but that health is not a luxury good under the assumption of constant prices. We also discuss the implications of a situation where the relative price of health care is not constant. The resulting policy recommendation is that we need to put more money into the health care system as our economy grows. For the ratio of the fiscal deficit or surplus to GDP, a significant coefficient of 1.45 is obtained. This suggests that following an increase in the deficit, governments may be inclined to decrease their program expenditures in order to reduce deficit. The coefficient for the proportion of the population 65 years of age or over is non-significant, suggesting that the estimated effect of population ageing on health expenditure growth has been negligible relative to other factors to date.



JEL Classification: I10, C22, C23, E30.
Key words: Health expenditures, Canadian provinces, Stationarity, Cointegration, Panel data, Income elasticity, Baumol effect.

# Résumé

L'objectif de ce rapport est d'analyser empiriquement les facteurs responsables de la hausse des dépenses de santé réelles par habitant au Canada et de déterminer si les dépenses de santé augmentent plus que proportionnellement par rapport à une augmentation du revenu, comme c'est le cas pour un bien de luxe (élasticité-revenu supérieure à l'unité).

Ces questions ont des implications de politiques majeures pour le Canada. Par exemple, s'il est établi que les soins de santé représentent un bien de luxe, les dépenses de santé en proportion du PIB augmenteront. Ceci veut dire que le secteur de la santé consommera une partie de plus en plus importante du revenu national. Puisque les revenus des gouvernements en proportion du revenu national peuvent difficilement augmenter, il s'en suit qu'une partie de plus en plus importante des revenus des gouvernements sera allouée aux dépenses de santé au détriment d'autres secteurs.

Afin d'étudier ces points, nous utilisons des données des 10 provinces canadiennes de 1966 à 1998 sur le revenu total réel par habitant, la proportion de la population âgée de 65 ans et plus, ainsi que le ratio du déficit ou surplus par rapport au PIB (produit intérieur brut). Des techniques économétriques récentes pour les données panel ont été appliquées afin de tester la stationnarité (si la moyenne, la variance et la covariance changent avec le temps) ainsi que la coïntégration (s'il existe une relation de long-terme entre les variables) des séries.

Nos résultats indiquent un coefficient d'élasticité de 0.88 pour le revenu, ce qui établit une relation positive entre les dépenses de santé et le revenu, mais ne suggère nullement que les soins de santé représentent un bien de luxe sous l'hypothèse des prix constants. Nous discutons également des implications du cas ou le prix relatif des soins de santé n'est pas constant. La recommandation de politiques qui en résulte est que plus d'argent doit être injecté dans le système de santé au fur et à mesure que notre économie se développe. Par ailleurs, un coefficient significatif de 1.45 a été trouvé pour le ratio du déficit ou surplus au PIB. Ceci suggère que, suite à une augmentation du déficit, les gouvernements peuvent être inclinés à réduire leurs dépenses dans les programmes pour diminuer le déficit. Nous avons obtenu un coefficient non significatif pour la proportion de la population âgée de 65 ans et plus, suggérant que l'effet du vieillissement sur la croissance des dépenses de santé a été jusqu'à date négligeable comparativement aux autres facteurs.

Classification JEL : I10, C22, C23, E30.
Mots clés : dépenses de santé, provinces canadiennes, stationnarité, coïntégration, données panel, élasticité revenu, effet Baumol.

# Table des matières


1. Introduction . . . . . 1

2. Les données . . . . . 5
   2.1 Les dépenses de santé des gouvernements provinciaux . . . . . 5
   2.2 Le revenu réel total par habitant . . . . . 6
   2.3 La proportion de la population âgée de 65 ans et plus . . . . . 7
   2.4 Le ratio du déficit ou surplus au produit intérieur brut. . . . . 9

3. Le modèle . . . . . 10
   3.1 Analyse de la stationnarité et de la coïntégration des séries . . . . . 11
   3.2 Résultats pour le modèle de type panel. . . . . 16

4. Implications et conclusions . . . . . 20

Bibliographie . . . . . 22

Liste de figures

Figure 1 : Dépenses de santé réelles par habitant des gouvernements provinciaux . . . . . 6
Figure 2 : Revenu réel total par habitant . . . . . 7
Figure 3 : Proportion de la population âgée de 65 ans ou plus . . . . . 8
Figure 4 : Ratio du déficit ou surplus budgétaire au PIB . . . . . 9

Liste de tableaux

Tableau 1 : Tests de racine unitaire pour les dépenses de santé et le revenu . . . . . 12
Tableau 2 : Tests de coïntégration entre les dépenses de santé et le revenu . . . . . 15
Tableau 3 : Résultats du modèle panel avec tendance linéaire . . . . . 17

# 1. Introduction

Dans la littérature de l'économie de la santé, un long débat existe au sujet des déterminants de la hausse des dépenses de soins de santé. Différents auteurs utilisant différents modèles ont cherché à déterminer, à partir des données de divers pays de l'OCDE (Organisation de coopération et de développement économiques), les principaux facteurs expliquant cette hausse. La première génération d'études a comporté des régressions de coupe transversale d'abord bivariées (Newhouse, 1977) puis multivariées (Leu, 1986; Gerdtham *et al.*, 1992). La seconde génération d'études a porté sur l'analyse de données panel, dans un premier temps, sans tenir compte des problèmes de non-stationnarité (c'est-à-dire des séries où la moyenne, la variance et la covariance changent avec le temps) et de coïntégration qui peuvent exister entre les variables de dépenses de santé et de revenu (Gerdtham, 1992; Hitiris et Posnett, 1992; Gerdtham *et al.* 1998); et, dans un deuxième temps, en considérant les questions de non-stationnarité et de coïntégration entre ces variables (Hansen et King, 1996; Blomqvist et Carter, 1997; McCoskey et Selden, 1998; Roberts, 2000). Un résultat commun de ces études est que le PIB (produit intérieur brut) réel par habitant semble être le facteur le plus important dans l'explication de la hausse des dépenses de santé. Ces études n'arrivent cependant pas encore à déterminer de manière unanime et concluante si les services de soins de santé représentent un « bien de luxe », en d'autres mots si l'élasticité revenu des dépenses est au-dessus de l'unité. Certaines études ont mené à un coefficient d'élasticité supérieur à l'unité alors que d'autres plus récentes ont abouti à un coefficient inférieur à un. Ces résultats contradictoires peuvent s'expliquer par les différences dans les modèles. En plus du revenu, des auteurs comme Leu (1986) et Gerdtham *et al.* (1998) ont inclus d'autres variables non institutionnelles comme la proportion de la population âgée de moins de 15 ans ou de moins de 4 ans respectivement et de plus de 65 ans ou plus de 75 ans respectivement, ainsi que la consommation d'alcool et de tabac. À l'exception du tabac, ces variables non institutionnelles ont été trouvées peu ou non significatives. Ces auteurs ont également inclus d'autres variables institutionnelles comme le nombre de médecins par 1000 habitants, l'utilisation de « chiens de garde » dans le système de soins primaires et le degré d'implication du secteur public dans la prestation des services de soins de santé. Dans la plupart des cas, les résultats sont présentés avec certaines réserves (Gerdtham et Jönsson, 2000, p. 45-47).

Comme la plupart des autres principaux pays de l'OCDE, le Canada a connu une importante augmentation de la proportion du PIB allouée aux dépenses de santé. Par exemple, pour la période 1975-1998, le ratio des dépenses de santé totales au PIB est passé de 7,1 % à 9,1 %, avec un sommet de 9,9 % en 1992 (ICIS, 1999). La question est donc aussi cruciale pour le Canada. Les sévères contraintes budgétaires des gouvernements provinciaux et fédéral durant la première moitié de la décennie 1990 ont davantage accentué le problème du financement public des services de santé. Au Canada, les dépenses de santé sont surtout financées par le secteur public

(conjointement par les deux paliers de gouvernement)[1]. Cependant, selon les dispositions de la Constitution canadienne, il revient largement aux gouvernements provinciaux de fournir des soins de santé aux citoyens.

Deux questions seront traitées dans le cadre de cette étude :

- Quels sont les facteurs qui déterminent la hausse des dépenses de soins de santé au Canada[2]?
- Est-ce que les soins de santé représentent un bien de luxe (dans le sens économique du terme) au Canada?

Ces questions ont des implications majeures pour le Canada au niveau des politiques et comptent parmi les éléments les plus importants de toute étude sur la viabilité de notre système de santé. Par exemple, s'il est établi que les soins de santé représentent un bien de luxe, les dépenses de santé en proportion du PIB augmenteront. Ceci veut dire que le secteur de la santé consommera une partie de plus en plus importante du revenu national. Puisque les revenus des gouvernements en proportion du revenu national peuvent difficilement augmenter, il s'ensuit qu'une partie de plus en plus considérable des revenus des gouvernements sera allouée aux dépenses de santé au détriment d'autres secteurs. Malgré tout, ces questions sont très peu abordées dans la littérature empirique au Canada, à l'exception de l'étude de Di Matteo et Di Matteo (1998) qui a cherché à déterminer, à partir des données sur les provinces canadiennes, les principaux facteurs expliquant la hausse des dépenses de soins de santé au Canada. Cette étude peut être classée parmi celles qui utilisent un modèle de la seconde génération, car il s'agit d'une analyse de données panel où les questions de stationnarité de groupe n'ont pas été abordées.

La présente étude utilise les données de Statistique Canada relativement aux 10 provinces canadiennes de 1966 à 1998 sur les dépenses de santé des gouvernements provinciaux, le revenu total (revenu personnel disponible et revenu du gouvernement), la proportion de la population âgée de 65 ans et plus, ainsi que le ratio du déficit ou surplus au PIB, pour tenter de répondre aux deux questions susmentionnées[3]. Elle examine la question de l'effet du revenu sur les dépenses de santé dans le contexte de relations entre les séries panel non stationnaires, c'est-à-dire des séries où la moyenne, la variance et la covariance sont fonction du temps. De nouveaux outils permettant de tester la stationnarité et la coïntégration des données panel (Im *et al.*, 1997; Kao, 1999) ont facilité la réalisation de cette analyse.

---

1 En 1998, la moyenne canadienne des dépenses de santé des provinces en proportion des dépenses de santé totales a été de 64,4 %. Certains territoires et provinces ont même enregistré des proportions de 75 % pour cette année.

2 Pour un survol de quelques problématiques du système de santé canadien, voir Evans (1983), Culyer (1988), Brown (1991), Blomqvist et Brown (1994) et Gratzer (1999).

3 D'autres variables comme le degré d'utilisation des services hospitaliers ou des médicaments et la consommation d'alcool peuvent être incluses dans l'analyse, mais des séries chronologiques ne sont pas toujours disponibles pour ces variables.

Par ailleurs, on regarde ici la théorie économique de plus près pour distinguer conceptuellement deux effets imbriqués dans le coefficient d'élasticité du revenu : l'effet revenu et l'effet Baumol. Ce dernier veut que certains services exigeants en main-d'œuvre (MO) deviennent relativement plus coûteux au fur et à mesure que l'économie se développe alors que les prix des produits manufacturiers sont à la baisse. Cet effet semble avoir été négligé dans la plupart des études empiriques réalisées en économie de la santé et ce, tant à l'échelle canadienne qu'internationale. Les soins de santé représentent un secteur à forte densité de main-d'œuvre. Au Canada, environ 60 % des dépenses de santé sont allouées à la MO (Carr et Ariste, 2001). L'effet Baumol est donc vraisemblablement présent dans ce secteur et c'est pourquoi cette étude dissocie conceptuellement les prix (donnant l'effet Baumol) des quantités (responsables de l'effet revenu) dans les dépenses de santé.

En résumé, la présente étude est différente des autres du fait qu'elle :

- est centrée sur le Canada uniquement et utilise des données provinciales;
- inclut des variables fiscales pour refléter les contraintes budgétaires des gouvernements;
- utilise des méthodes économétriques récentes pour tester la stationnarité des données panel; et
- accorde une place prépondérante à la théorie économique pour expliquer la relation entre les dépenses de santé et le revenu et, notamment, pour distinguer l'élasticité du revenu de l'effet Baumol.

Néanmoins, nous sommes conscients que l'estimation d'un coefficient d'élasticité dans le cas du Canada peut être erronée puisque le prix n'est pas observé : la fonction de demande de soins de santé ne peut donc pas être calculée directement. Ceci étant dit, nos résultats indiquent un coefficient d'élasticité du revenu significatif de 0,88. Ce dernier résultat suggère que, selon l'hypothèse des prix constants, les soins de santé représentent un bien normal et non un bien de luxe. Cependant, l'effet Baumol suggère qu'à travers le temps, il y a eu variation dans les prix relatifs des soins de santé, ce qui conduit à un effet de substitution qui va apporter une correction dans l'effet revenu obtenu. En outre, le coefficient trouvé pour le ratio du déficit ou surplus au PIB est égal à 1,45 et est très significatif. Par contre, le coefficient de la proportion de la population âgée de 65 ans et plus n'a pas été trouvé significatif.

Le reste de l'étude est organisé comme suit. La deuxième section renferme les données utilisées. Dans la première partie de la troisième section, nous présentons ensuite le modèle où la structure temporelle des variables de dépenses et du revenu est formellement considérée. Ceci nous amène à faire des tests pour déceler la présence d'une racine unitaire[4] d'abord au niveau de chaque province puis pour l'ensemble des provinces. Des tests de coïntégration[5] des dépenses de santé et du revenu sont par la suite entrepris pour les provinces où ces deux variables ont été trouvées I(1), c'est-à-dire intégrées d'ordre 1[6]. Dans la deuxième partie de cette section, nous essayons de déterminer si l'analyse faite à partir du panel d'observations (coupe transversale longitudinale avec tendance linéaire) doublée d'une bonne spécification pourra aider à obtenir des résultats fiables pour le coefficient d'élasticité et les autres paramètres. Enfin, dans la quatrième partie, nous discutons des implications de nos résultats au niveau des politiques et présentons nos conclusions.

4 La détection d'une racine unitaire indique qu'on a affaire à des séries non stationnaires. L'application des moindres carrés ordinaires à de telles séries produirait une régression fictive, ce qui indiquerait une fausse relation.

5 Si deux séries sont non stationnaires, il peut exister une relation de long terme qui les lie et qui les empêche de trop s'écarter l'une de l'autre. Dans ce cas, elles sont dites coïntégrées et un modèle de correction des erreurs peut être appliqué.

6 Si une variable non stationnaire est devenue stationnaire après avoir été différenciée une fois, elle est dite intégrée d'ordre un, I(1).

# 2. Les données

Les variables considérées dans cette étude sur les déterminants des dépenses de santé des gouvernements provinciaux du Canada[7] sont le revenu total réel des provinces, la proportion de la population provinciale âgée de 65 ans et plus, et le ratio du déficit ou surplus au PIB. Nous expliquons un peu plus loin les raisons pour lesquelles ces variables ont été choisies. Les séries de données libellées en dollars courants ont été converties en termes réels ($ de 1992) en utilisant le dégonfleur du PIB canadien. Du fait que des mesures de résultats ne sont pas utilisées dans le système de santé canadien, les dégonfleurs des produits de santé tendent à être de piètre qualité. Le dégonfleur du PIB canadien est plutôt utilisé ici puisqu'il traduit le coût de renonciation des autres biens et services achetés et vendus dans le pays. Par ailleurs, les séries comportant des observations pour toute une province ont été ramenées à des observations par habitant en utilisant le nombre d'habitants pour la province en question. Nous avons choisi d'utiliser les données à l'échelle des provinces et de les regrouper en coupe transversale longitudinale à tendance linéaire puisque ce sont les provinces qui fournissent les services de soins de santé à la population.

## 2.1 Les dépenses de santé des gouvernements provinciaux

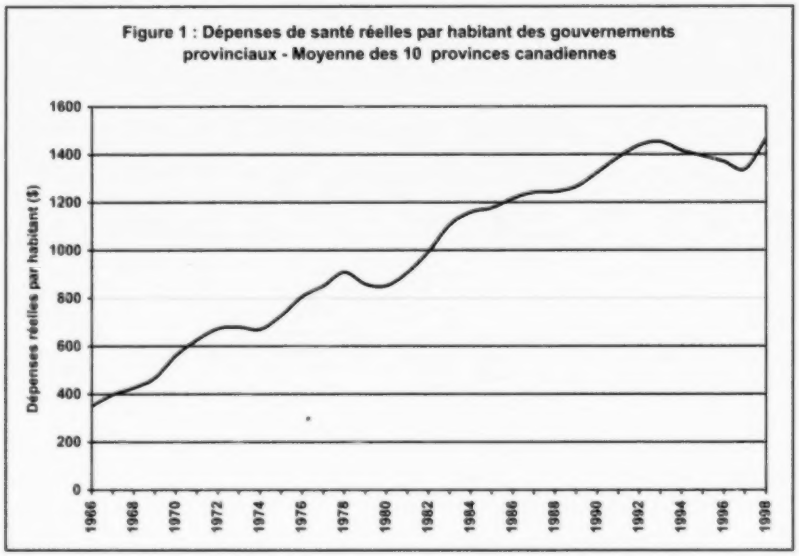
Les données utilisées pour les dépenses de soins de santé des gouvernements provinciaux sont celles de Statistique Canada. Cette source a été choisie en raison du fait qu'elle contient des observations étalées sur un plus grand nombre d'années. Lorsqu'on cherche une relation de coïntégration, plus on dispose de séries, mieux cela vaut. Statistique Canada publie des données annuelles sur les dépenses de santé par province depuis 1965-1966 alors que l'ICIS (Institut canadien d'information sur la santé)[8] ne possède ces données qu'à partir de 1975. En utilisant les données de Statistique Canada sur les *Recettes et dépenses consolidées des administrations publiques par fonction* (données historiques sur les finances publiques de Statistique Canada, publication n° 68-512, et données pour les années plus récentes, publication n° 68-212), on dispose des observations sur les dépenses de santé de 1966 à 1998. On se rapproche ainsi davantage des conditions permettant d'utiliser la théorie des grands nombres et de faire appel aux propriétés asymptotiques de certains estimateurs. La figure 1 montre la moyenne des dépenses de santé par habitant pour les 10 gouvernements provinciaux du Canada. Les dépenses de santé

---

7 Cette étude traite notamment des dépenses publiques de soins de santé. Par souci de comparaison aux études internationales qui utilisent les dépenses totales, des résultats sont fournis plus loin en utilisant les données sur les dépenses de santé totales au Canada (voir note de bas de page 26).

8 Il faut noter que Statistique Canada tend à appliquer une définition plus restreinte des dépenses de santé que l'ICIS. Par exemple, Statistique Canada inclut les dépenses de santé des ministères des services sociaux et communautaires des provinces dans la catégorie des services sociaux, alors qu'elles sont incluses comme dépenses de santé dans la Base de données sur les dépenses nationales de santé de l'ICIS. Cependant, Statistique Canada et l'ICIS procèdent périodiquement à un rapprochement de leurs données sur les dépenses publiques de soins de santé.

réelles par habitant sont passées de 351 $ en 1966 à 1464 $ en 1998. En dépit de la baisse survenue entre 1993 et 1997, le taux de croissance annuel moyen a été de 4,5 % entre 1966 et 1998.



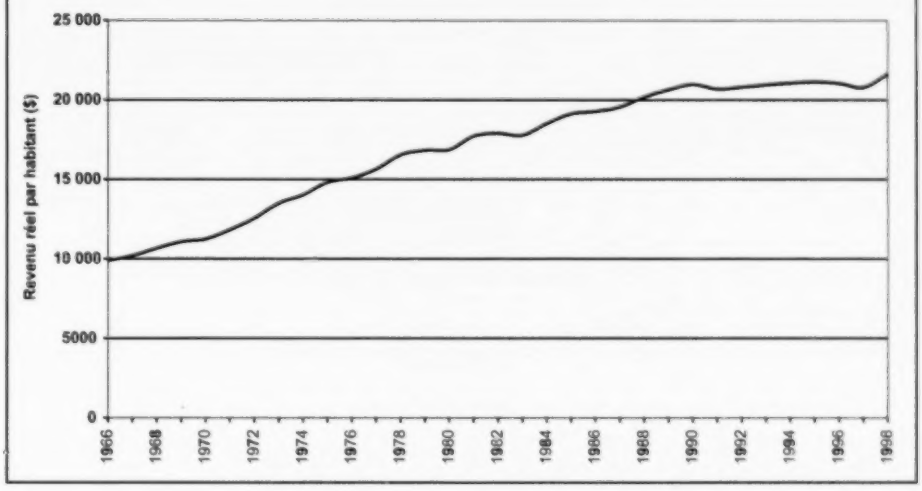

## 2.2 Le revenu réel total par habitant

Le revenu en termes réels est une variable communément incluse dans les études empiriques sur les facteurs responsables de la hausse des dépenses de santé. Dans la présente étude, la variable revenu utilisée comprend deux éléments : le revenu personnel disponible et le revenu des gouvernements. Le revenu personnel disponible, qui représente essentiellement le PIB déduction faite des impôts versés par les particuliers et les entreprises, est tiré directement des *Comptes économiques provinciaux – Certains indicateurs économiques*, matrices 6968-6977 et 9220-9229 de CANSIM. Quant au revenu des gouvernements provinciaux, il regroupe les impôts levés par les gouvernements provinciaux et les paiements de transferts faits par le gouvernement fédéral aux provinces[9]. Il est tiré des matrices 6769-6778 et 9085-9094. L'addition de ces deux revenus permet d'obtenir le revenu réel total par habitant des provinces.

9 Nous n'avons pas jugé bon de considérer les montants des transferts fédéraux aux provinces comme une variable explicative en soi comme le font Di Matteo et Di Matteo (1998), car ces montants ne sont pas utilisés exclusivement pour le financement des services de santé; dans certains cas, une grande partie des transferts est consacrée au service de la dette. Nous les avons donc considérés comme n'importe quelle autre source de revenu et les avons ajoutés à ces autres sources. Il a été suggéré d'utiliser le revenu des gouvernements déduction faite de la partie des transferts allouée au service de la dette. Nous sommes d'accord avec cette suggestion et avons fait une régression avec le revenu des gouvernements provinciaux auquel nous avons enlevé les intérêts payés sur la dette. Les résultats sont fournis dans la note de bas de page 28.

De cette manière, nous arrivons à mieux cerner la capacité de dépenser des provinces que nous ne l'aurions fait si nous avions seulement considéré le PIB. La figure 2 présente la moyenne du revenu réel total par habitant des dix provinces.

**Figure 2 : Revenu réel total par habitant - Moyenne des 10 provinces canadiennes**




Comme pour les dépenses de santé, ce graphique montre que le revenu réel par habitant continue d'augmenter avec le temps. De 9 904 $ en 1966, il est passé à 21 634 $ en 1998, avec un taux de croissance annuel moyen de 2,4 %[10].

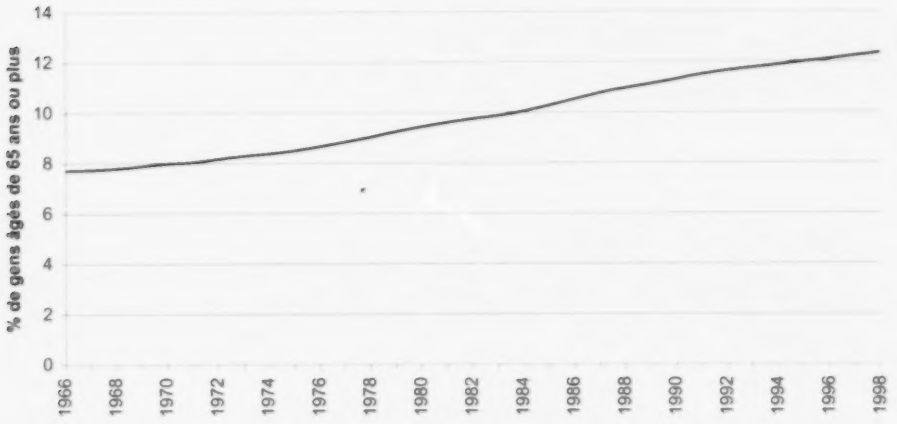
## 2.3 La proportion de la population âgée de 65 ans et plus

L'inclusion de la variable « proportion de la population âgée de 65 ans et plus » mérite qu'on s'y attarde un peu. La consommation de soins de santé est inégalement répartie à travers le cycle de vie; les jeunes enfants et les aînés en font un usage plus important. En général, les coûts sont relativement élevés pour les très jeunes enfants, diminuent considérablement durant la jeunesse pour ensuite remonter, d'abord graduellement puis fortement, avec l'âge. L'étude de Denton et Spencer (1975) a montré que les dépenses de soins de santé pour une personne âgée de 60 ans et une autre de 70 ans constituent presque le double et le triple respectivement de celles engagées pour une personne de 40 ans. De même, l'étude de Pollock (2000) a démontré que le vieillissement démographique aidera à faire augmenter les dépenses de santé. Les résultats des projections de son étude indiquent que la contribution du vieillissement de la population aux dépenses de santé annuelles passera à environ 0,9 % vers la période où le ratio des aînés par

10 Notons qu'à partir de ces graphiques et taux de croissance, nous ne pouvons tirer aucune conclusion sur l'hypothèse de la santé comme bien de luxe. Seules les régressions multiples peuvent aider à dégager une conclusion à ce sujet.

rapport à la population canadienne totale sera à son maximum[11]. Le facteur vieillissement à lui seul va donc contribuer à augmenter la proportion du PIB allouée aux dépenses de santé. Malgré tout, l'effet ne sera pas très grand en termes de contribution à la croissance nominale, et l'étude indique que ce facteur ne continuera de jouer qu'un rôle secondaire à l'avenir. La figure 3 indique la tendance de l'évolution de la proportion de la population âgée de 65 ans ou plus au Canada.

**Figure 3 : Proportion de la population âgée de 65 ans ou plus**
**Moyenne des provinces canadiennes**




Ce graphique montre que la proportion des aînés par rapport à la population en général est également une variable qui augmente avec le temps. Étant donné que cette proportion est passée de 7,6 % en 1966 à 12,35 % en 1998 et, selon les projections de Statistique Canada, devrait atteindre 21,4 % en 2026, on peut penser que le nombre élevé des aînés contribuera à faire augmenter les dépenses de santé.

Par ailleurs, les résultats de la plupart des études empiriques utilisant des données à l'échelle internationale indiquent un coefficient non significatif pour cette variable (Gerdtham, 1992; Blomqvist et Carter, 1997; Barros, 1998; Roberts, 1998) alors qu'à l'échelle canadienne, l'étude de Di Matteo et Di Matteo (1998) a permis d'obtenir un coefficient significatif (mais a omis la tendance temporelle incluse dans les autres études). La présente étude, qui utilise les séries sur l'estimation de la *Population par année d'âge, groupes d'âges et sexe par province* (matrices 6368-6377 de CANSIM) pour l'obtention des observations sur cette variable, va essayer d'en arriver à une autre source d'estimation empirique du poids des aînés dans la projection des dépenses de santé au Canada.

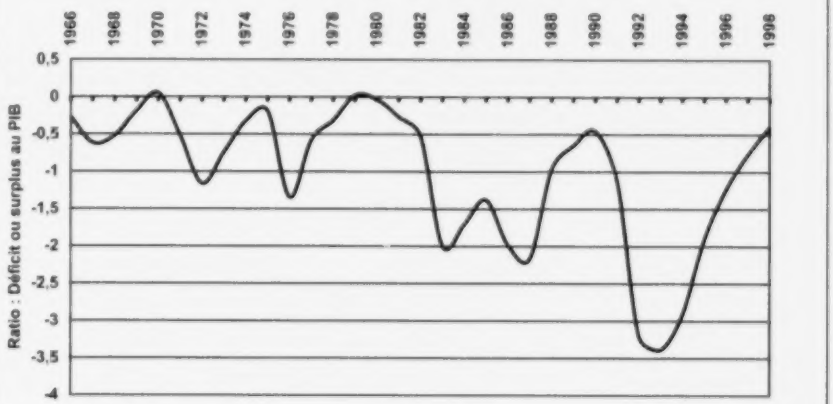
---

11 Il est quelque peu arbitraire d'associer une date au phénomène du baby-boom. Cependant, le sommet du nombre de naissances au Canada a été atteint en 1959 et le taux de natalité a diminué rapidement après cette date. Par conséquent, il semble raisonnable de dire que tous les baby-boomers auront l'âge de retraite vers 2030.

## 2.4 Le ratio du déficit ou surplus au produit intérieur brut

Comme Gerdtham et Jönsson (2000), nous pensons que le ratio du déficit ou surplus au PIB peut être un élément important dans la détermination des dépenses de soins de santé. Cette variable n'a pas été incluse dans les études empiriques précédentes sur les déterminants des dépenses de soins de santé. Pour cerner l'effet de la situation budgétaire des gouvernements sur les dépenses de santé, nous avons jugé bon d'inclure ce ratio dans la régression. Les *Recettes et dépenses des administrations provinciales* (Division des institutions publiques de Statistique Canada [SDDS 1720]) et le *Produit intérieur brut en termes de dépenses* (Division des comptes nationaux et de l'environnement de Statistique Canada [SDDS 1902/13-213]) sont les sources utilisées pour calculer les données de cette variable. La figure 4 présente le ratio moyen du déficit ou surplus budgétaire au PIB des gouvernements provinciaux au Canada.

**Figure 4 : Ratio du déficit ou surplus budgétaire au PIB**
**Moyenne des 10 provinces canadiennes**




Ce graphique montre que le ratio déficit ou surplus budgétaire au PIB évolue en dents de scie. À la suite de périodes successives de déficit budgétaire, les gouvernements tendent à comprimer leurs dépenses pour rétablir l'équilibre budgétaire. L'impact de cette mesure peut être énorme sur les dépenses de santé, qui constituent jusqu'à 40 % des dépenses de programmes totales de certains gouvernements provinciaux[12]. La compression des dépenses de santé qui a été effectuée de 1993 à 1997 (voir la figure 1) correspond à une réduction du déficit budgétaire au cours de cette même période.

12 En 1998, la moyenne canadienne des dépenses de santé des provinces en proportion de leurs dépenses de programmes totales est de un tiers.

# 3. Le modèle

Le modèle de base examiné dans cette étude est tiré de la littérature sur les déterminants des dépenses de santé. Nous postulons que les dépenses de santé réelles engagées par les gouvernements provinciaux par habitant sont fonction du revenu réel par habitant des provinces[13], de la proportion de la population provinciale âgée de 65 ans et plus, et du ratio du déficit ou surplus budgétaire provincial au PIB[14]. Le modèle est présenté sous forme de relation log-linéaire entre les dépenses de santé et le revenu réels par habitant. Ainsi, nous définissons :

- $h_{i,t}$ comme le logarithme naturel des valeurs de dépenses de santé réelles par habitant pour la province i de l'année t;
- $r_{i,t}$ comme le logarithme naturel des valeurs du revenu total réel par habitant[15] pour la province i de l'année t;
- $a_{i,t}$ comme la proportion de la population âgée de 65 ans et plus pour la province i de l'année t; et
- $b_{i,t}$ comme le ratio du déficit ou surplus budgétaire gouvernemental au PIB pour la province i de l'année t.

Nous essayons de tenir compte de la structure temporelle des variables de dépenses et de Prevenu. Pour ce faire, nous devons tester pour déceler la présence d'une racine unitaire et, si toutes les séries sont non stationnaires et I(1), pour trouver la coïntégration de ces données panel. Les approches récentes adoptées par Im, Pesaran et Shin (1997), ci-après « IPS », et par Kao (1999) sont respectivement utilisées pour la racine unitaire et la coïntégration. La première consiste à effectuer des tests de racine unitaire sur chacune des séries en utilisant la méthode de Dickey-Fuller augmentée, ci-après « DFA » (Dickey et Fuller, 1981; Davidson et MacKinnon, 1993). On obtient ensuite la statistique servant à faire le test de racine unitaire pour le panel en calculant la moyenne des statistiques DFA individuelles. Cette valeur est comparée à des valeurs critiques simulées fournies par IPS. Lorsqu'elle est supérieure à la valeur d'un seuil de signification donné, l'hypothèse nulle de racine unitaire est rejetée.

---

13 On pourrait penser que la relation inverse est aussi vraie et que le problème de simultanéité devrait être abordé. Cependant, il est peu vraisemblable de dire que le niveau des dépenses de santé détermine le revenu.

14 Au lieu du ratio déficit/PIB contemporain, cette variable devrait idéalement figurer dans la régression avec un retard. Toutefois, compte tenu de la faiblesse de notre échantillon, la perte d'observations nuirait davantage à la validité des tests statistiques asymptotiquement normaux.

15 Nous avons également fait une régression avec le revenu des gouvernements provinciaux dont nous avons déduit les intérêts payés sur la dette. Les résultats sont fournis dans la note de bas de page 28.

Quant à l'approche utilisée par Kao pour la coïntégration[16], elle consiste à faire des régressions individuelles de moindres carrés ordinaires (MCO) de $h_{i,t}$ sur $r_{i,t}$ et à effectuer des tests DFA sur les résidus estimés de ces séries (Engle et Granger, 1987). La statistique servant à tester l'hypothèse nulle de non-coïntégration du panel est obtenue en calculant la moyenne des statistiques DFA précédemment obtenues[17]. Elle est comparée à des valeurs critiques fournies par Kao et permet de rejeter l'hypothèse nulle si elle est supérieure. Ceci nous amène donc à analyser les séries pour chacune des provinces.

### 3.1 Analyse de la stationnarité et de la coïntégration des séries

Cette section a pour but de vérifier si les variables de la régression sont non stationnaires et coïntégrées. Puisque seules $h_{i,t}$ et $r_{i,t}$ sont a priori susceptibles de l'être, nous ne considérons que ces deux variables dans un premier temps. Si elles le sont effectivement, nous étendrons l'analyse aux autres variables du modèle. Nous commençons d'abord par tester si chacune des variables $h_{i,t}$ et $r_{i,t}$ est stationnaire. Pour ce faire, nous utilisons le test DFA qui est basé sur la régression suivante pour chaque série :

$$\Delta h_t = \alpha + \theta t + \beta h_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \gamma_j \Delta h_{t-j} + e_t \qquad (1)$$

$$\Delta r_t = \alpha + \theta t + \beta r_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \gamma_j \Delta r_{t-j} + e_t \qquad (2)$$

où $e_t$, pour t =1,2,…,n est un bruit blanc; le nombre de retards p est choisi de façon à éliminer l'autocorrélation des résidus et à minimiser le critère d'information d'Akaike. Les régressions servant à tester la stationnarité des variables en niveau peuvent inclure une constante et une tendance linéaire. L'inclusion ou la non-inclusion de la tendance linéaire fait l'objet d'un débat grandissant[18]. Pour notre part, nous avons effectué le test de racine unitaire en utilisant une équation qui incorpore les deux représentations, c'est-à-dire une formulation avec une constante (représentation stochastique) et une tendance temporelle (représentation déterministe). Le non-rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire indique que la série est caractérisée par une représentation de marche aléatoire. Par ailleurs, seule la constante est incluse dans les régressions qui servent à tester la stationnarité des variables en différence première. Le tableau 1 montre les résultats des tests de racine unitaire sur les $h_{i,t}$ et $r_{i,t}$ ainsi que sur leurs différences premières. Les valeurs critiques de MacKinnon pour tester l'hypothèse nulle de racine unitaire à 5 % et à 10 %

16 Cette approche n'est pas utilisée puisque nous avons démontré plus loin qu'une des séries est I(2).

17 Notons que ce test permet d'avoir des ordonnées à l'origine et des pentes différentes entre les groupes.

18 McCoskey et Selden (1998) indiquent que les régressions DFA ne devraient pas inclure de tendance linéaire puisque l'intercepte lui-même agit déjà comme tendance et qu'on perd en puissance dans le cas d'un échantillon restreint. Ils ont constaté que les dépenses de santé et le PIB des pays de l'OCDE sont stationnaires. Hansen et King (1998) soutiennent que la tendance temporelle est évidente pour ces variables et qu'elle doit être incluse pour appliquer le test DFA dans sa forme générale; ils ont trouvé le résultat contraire avec les mêmes données des pays de l'OCDE. En outre, Gerdtham et Löthgren (2000), utilisant le test KPSS et les mêmes données, rejettent l'hypothèse nulle de stationnarité même en excluant la tendance.

sont respectivement de –3,573 et –3,220 pour les variables en niveau et de –2,959 et –2,618 pour les variables en différence première. Des statistiques Q de Ljung-Box pour tester l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation d'ordre 9 dans les résidus sont aussi fournies, et les probabilités de rejet sont indiquées entre parenthèses.

Au seuil de signification de 5 %, on ne peut rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire ($\beta = 0$) pour les $h_{i,t}$ et $r_{i,t}$ dans aucune des provinces. Cependant, au niveau de 10 %, on rejette l'hypothèse nulle de racine unitaire pour $h_{i,t}$ en Ontario et au Manitoba[19]. Pour les différences premières des $h_{i,t}$, on rejette l'hypothèse nulle de racine unitaire pour chacune des provinces, que ce soit à 5 % ou à 10 %; ceci suggère que les $h_{i,t}$ sont I(1) puisque leurs différences premières sont stationnaires. Quant aux différences premières des $r_{i,t}$, elles sont stationnaires dans 7 des 10 provinces au niveau de 5 %, et dans 9 des 10 provinces au niveau de 10 %; elles sont non stationnaires en Alberta. En fait, la variable revenu pour l'Alberta est I(2) puisque la seconde différence est stationnaire avec une statistique DFA de –6,41. De plus, selon les statistiques de Ljung-Box, l'hypothèse nulle de non-autocorrélation ne peut être rejetée dans aucun des cas, ce qui montre que les retards ont été choisis de manière appropriée.

**Tableau 1 : Tests de racine unitaire pour les dépenses de santé et le revenu**

| Provinces | $h_{i,t}$ | Q-$h_{i,t}$ (Prob.) | <$h_{i,t}$ | $r_{i,t}$ | Q-$r_{i,t}$ (Prob.) | <$r_{i,t}$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Terre-Neuve | -1,789 | 9,13 (0,425) | -5,678* | -1,045 | 15,75 (0,072) | -3,527* |
| Île-du-Prince-Édouard | -2,237 | 12,96 (0,164) | -5,763* | -2,141 | 13,88 (0,126) | -4,318* |
| Nouvelle-Écosse | -2,933 | 5,35 (0,803) | -5,149* | -0,043 | 9,63 (0,383) | -4,319* |
| Nouveau-Brunswick | -2,287 | 7,15 (0,62) | -3,759* | -0,38 | 7,83 (0,554) | -3,348* |
| Québec | -2,374 | 6,74 (0,664) | -3,581* | -1,128 | 7,26 (0,612) | -2,931** |
| Ontario | -3,252** | 4,34 (0,887) | -2,974* | -0,738 | 5,00 (0,835) | -2,925** |
| Manitoba | -3,487** | 4,92 (0,841) | -4,729* | 0,032 | 5,38 (0,803) | -5,158* |
| Saskatchewan | -0,928 | 3,52 (0,94) | -4,586* | -2,010 | 14,93 (0,09) | -3,853* |
| Alberta | -1,263 | 9,85 (0,362) | -3,455* | -1,423 | 6,99 (0,638) | -2,269 |
| Colombie-Britannique | -2,172 | 12,13 (0,206) | -3,480* | -0,985 | 9,20 (0,420) | -3,324* |

*, ** *représentent des niveaux de signification de 5 % et 10 % respectivement.*

19 En échantillon fini, le test standard DFA a tendance à rejeter l'hypothèse nulle moins souvent qu'il ne l'aurait dû. Le niveau de 10 % pourrait aider, dans une certaine mesure, à contrebalancer ce problème. Des tests de Phillipes-Perron ont aussi été effectués par souci de comparaison et ont fourni les mêmes résultats.

Pour vérifier la stationnarité du groupe et pallier la faible puissance des tests DFA en petit échantillon, nous avons fait appel à la méthode de IPS qui a proposé un test de racine unitaire dans le contexte d'un modèle panel en utilisant la moyenne des statistiques DFA individuelles des régressions (1) et (2). Nos données de coupe transversale longitudinale doivent idéalement respecter les hypothèses nécessaires à l'application de la statistique alternative[20] *t-bar* permettant de tester l'hypothèse nulle de racine unitaire pour tous les i ($\beta_i = 0$) :

$$\bar{t}_{NT}(p_i) = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} t_{iT}(p_i) \qquad (3)$$

où $t_{iT}(p_i)$ représente les tests DFA estimés avec $p_i$ différences retardées; $N$ est le nombre de groupes et $T$ le nombre total d'observations.

Les hypothèses sont les suivantes :

1. Le nombre de groupes (N) et le nombre d'observations (T) sont finis et répondent au critère $N/T \rightarrow K$ pour $K > 0$;

2. La composante déterministe est la même pour tous les groupes; ces derniers ont la même tendance. Par exemple, si on fait l'hypothèse que la série $h_t$ de l'une des provinces a une tendance linéaire, aucune des provinces ne peut avoir de composante stochastique, ce qui est quand même restrictif;

3. Chaque groupe considéré dans cette étude a une racine unitaire, ce qui rend plausible l'hypothèse alternative du test IPS qu'aucun des groupes n'a une racine unitaire;

4. Les résidus issus des régressions individuelles DFA ne sont pas autocorrélés, ce qui est le cas puisque le nombre de retards a été choisi de manière à ce que les résidus soient des bruits blancs.

IPS proposent d'utiliser la statistique standardisée suivante :

$$Z_t = \frac{\sqrt{N}(\bar{t}_{NT} - E(\bar{t}_{NT}))}{\sqrt{Var(\bar{t}_{NT})}} \qquad (4)$$

20 L'autre test proposé par IPS est basé sur la moyenne des statistiques du multiplicateur de Lagrange calculées pour chaque groupe. Le test LM de racine unitaire a été considéré par Solo (1984) pour les séries chronologiques.

où $E(t\text{-}bar_{NT})$ et $Var(t\text{-}bar_{NT})$ sont respectivement les moyennes arithmétiques et les variances des statistiques DFA individuelles, étant donné que $\beta_i = 0$. Elles peuvent être calculées à l'aide des simulations de Monte Carlo et sont en fait fournies par IPS. L'étude de IPS montre que cette statistique standardisée converge faiblement vers la distribution normale centrée réduite pour N tY, ce qui permet de la comparer aux valeurs critiques de la distribution N(0,1).

Dans notre cas, étant donné que N n'est pas suffisamment grand, nous ne sommes pas en mesure d'utiliser la statistique Z. Nous avons plutôt recours aux valeurs critiques de IPS en échantillon fini. Elles correspondent respectivement à –2,58 et –2,49 pour les niveaux de 5 % et de 10 % des valeurs de N et T de l'étude. Les valeurs des tests statistiques *t-bar* calculées sont de –2,268 pour l'ensemble $h_{i,t}$ et de –0,893 pour l'ensemble $r_{i,t}$. Par conséquent, nous concluons que chacune des variables $h_{i,t}$ et $r_{i,t}$ forme un groupe non stationnaire.

La prochaine étape de notre analyse est de vérifier si toutes les paires $h_{i,t}$ et $r_{i,t}$ sont coïntégrées pour chaque province, à l'exception de l'Alberta[21], c'est-à-dire s'il existe une relation de long terme entre les dépenses de santé et le revenu. Une façon de procéder est d'utiliser la méthode de Engle et Granger (1987)[22] qui consiste à estimer par MCO l'équation :

$$h_t = \alpha_0 + \beta_0 r_t + u_t \qquad (5)$$

et à soumettre les résidus issus de l'estimation à des tests de racine unitaire. Le rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire constitue une évidence de coïntégration.

Le tableau 2 montre les résultats d'estimation et des tests DFA sur les résidus. Ces tests sont faits avec une constante mais sans tendance. Les valeurs critiques de MacKinnon pour le rejet de $H_0$ à 5 % et 10 % sont de –2,959 et –2,618 respectivement. L'évidence statistique indique qu'au seuil de signification de 5 %, on rejette l'hypothèse nulle de non-coïntégration dans tous les cas, sauf à Terre-Neuve, au Québec et en Saskatchewan. À 10 %, l'hypothèse nulle est rejetée dans tous les cas. Si on considère le seuil de 5 %, on peut suggérer que les dépenses de santé et les revenus sont non stationnaires et coïntégrés dans 3 des 4 provinces de l'Atlantique ainsi qu'en Ontario, au Manitoba et en Colombie-Britannique. Compte tenu de la faiblesse des tests DFA en petit échantillon, on se propose de trouver d'autres moyens pour contre-vérifier ces relations de coïntégration. Une des conditions suffisantes d'une véritable relation de coïntégration exige que les résidus de la régression (5) soient non autocorrélés.

---

21 Il faut se rappeler que le revenu en Alberta est I(2).

22 On pourrait aussi utiliser la méthode de Johansen qui est plus robuste dans le cas où l'on a plusieurs vecteurs de coïntégration. Elle teste directement les hypothèses sur ces vecteurs de coïntégration.

**Tableau 2 : Tests de coïntégration entre les dépenses de santé et le revenu**

| Provinces | $\alpha_0$ | $\beta_0$ | DFA($u_t$) | $R^2$o-AC1 (Prob.) |
|---|---|---|---|---|
| Terre-Neuve | -6,01 | 1,33 | -2,909 | 9,83* (0,007) |
| Île-du-Prince-Édouard | -6,60 | 1,38 | -4,403* | 2,64 (0,104) |
| Nouvelle-Écosse | -8,98 | 1,64 | -3,636* | 5,94* (0,015) |
| Nouveau-Brunswick | -7,701 | 1,50 | -3,648* | 6,63* (0,010) |
| Québec | -8,92 | 1,62 | -2,753 | 16,831* (0,000) |
| Ontario | -13,27 | 2,05 | -3,648* | 16,59* (0,000) |
| Manitoba | -10,97 | 1,83 | -5,191* | 10,45* (0,001) |
| Saskatchewan | -5,66 | 1,28 | -2,675 | 17,76* (0,000) |
| Colombie-Britannique | -14,18 | 2,14 | -3,64* | 12,62* (0,000) |

* *Seuil de signification de 5 %.*

La dernière colonne du tableau 2 présente les résultats du test du multiplicateur de Lagrange de Breusch-Godfrey pour tester l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation d'ordre 1 (AC1); les probabilités de rejet sont indiquées entre parenthèses. Les statistiques $R^2$ observées suggèrent qu'au seuil de 5 %, le test est significatif dans tous les cas, sauf à l'Île-du-Prince-Édouard, ce qui indique que $H_0$ est rejetée et que les résidus sont autocorrélés dans la plupart des cas[23]. Le fait d'avoir de la coïntégration et en même temps des résidus autocorrélés dans certaines provinces relève d'une anomalie. Ceci peut être dû à la faiblesse de notre échantillon puisque les tests DFA ne sont puissants que de manière asymptotique. Une façon de contourner ce problème serait de regrouper les provinces et d'utiliser la méthode de Kao (1999), qui teste l'hypothèse nulle de non-coïntégration des données panel. Ceci n'est cependant pas possible puisque les séries revenu de toutes les provinces ne sont pas I(1)[24]. On conclut donc que les données de type panel sur les dépenses de santé et le revenu dans les provinces canadiennes sont non stationnaires et possiblement non-coïntégrées. Dans le contexte des séries individuelles, nous pourrions explorer

23 Ceci est la preuve que le modèle est mal spécifié et qu'on a affaire à une régression fictive dans ce cas.

24 Si l'on ne tient pas compte du cas I(2) de l'Alberta et que l'on teste pour déterminer la coïntégration du panel, on trouvera un *t-bar* de –3,575. Selon les valeurs critiques de Kao, on rejettera l'hypothèse nulle de non-coïntégration à 5 % et 10 % mais pas à 1 %. Cependant, ces résultats ne sont pas considérés dans la présente étude.

un modèle de vecteurs autorégressifs (VAR)[25], mais nous préférons regrouper les données afin de satisfaire aux conditions nécessaires pour utiliser les propriétés asymptotiques des estimateurs. Ceci nous amène à considérer un modèle de coupe transversale longitudinale en tenant dûment compte, en plus d'une tendance linéaire, de l'autocorrélation et de l'hétéroscédasticité des erreurs.

### 3.2 Résultats pour le modèle de type panel

À cause de la faiblesse de notre échantillon, nous utilisons un modèle panel pour bénéficier de toute l'information disponible dans les données et avoir plus de degrés de liberté et de puissance. Le modèle considéré comprend une tendance et corrige pour l'autocorrélation et l'hétéroscédasticité des erreurs. On y introduit les variables $a_{i,t}$ et $b_{i,t}$ (voir p. 17) pour obtenir le modèle complet suivant :

$$h_{i,t} = \alpha_i + \theta t + \beta r_{i,t} + \gamma a_{i,t} + \eta b_{i,t} + e_{i,t} \qquad (6)$$

où $a_i$ est considérée comme un terme constant dans le temps et spécifique au groupe (effet fixe), et les valeurs $e_{i,t}$ sont les résidus des effets idiosyncratiques ou caractéristiques. Ce modèle impose donc les quatre restrictions suivantes :

$$\theta_i = \theta;\ \beta_i = \beta;\ \gamma_i = \gamma;\ \eta_i = \eta \qquad (7)$$

On a estimé le modèle avec la commande *xtgls* de Stata 7 qui est appropriée pour estimer les modèles en coupe transversale longitudinale et, en même temps, permet d'inclure les options *panels (heteroskedastic)* pour spécifier la structure hétéroscédastique sans corrélation transversale des erreurs et *corr(ar1)* pour spécifier qu'à l'intérieur des panels, il y a autocorrélation d'ordre 1[26]. Les résultats sont reproduits dans le tableau 3.

---

25 Le modèle VAR pourrait être plus approprié compte tenu de la caractéristique de représentation stochastique des séries mais, étant donné le nombre d'observations relativement faible, il ne nous permettrait pas d'utiliser adéquatement la théorie des grands nombres.

26 Le modèle a été d'abord estimé avec les hypothèses d'homoscédasticité et de non-autocorrélation des erreurs. Ces hypothèses ont été rejetées comme on devrait s'y attendre, ce qui prouve que les variables de la régression sont non-cointégrées.

**Tableau 3 : Résultats du modèle panel avec tendance linéaire**

| $h_{i,t}$ | Coefficient | Écart-type | Stat. z | P > \|z\| |
|---|---|---|---|---|
| $r_{i,t}$ | 0,88 | 0,069 | 12,671 | 0,000 |
| $a_{i,t}$ | -1,35 | 0,726 | -1,868 | 0,062 |
| $b_{i,t}$ | 1,45 | 0,204 | 7,121 | 0,000 |
| t | 0,022 | 0,002 | 9,180 | 0,000 |
| Constante | -2,00 | 0,642 | -3,113 | 0,002 |

Puisque les variables dépenses de santé et revenu sont exprimées en logarithmes naturels, le coefficient de $r_{i,t}$ correspond à l'élasticité. Ce coefficient suggère qu'une hausse de 10 % du revenu devrait entraîner, ceteris paribus, une augmentation de 8,8 % des dépenses de santé. Lorsqu'on teste l'hypothèse nulle que $r_{i,t} > 1$, on trouve qu'on la rejette au niveau de signification de 5 % avec un chi-carré (1) de 2,94[27]. Ceci indique que la santé représente un bien normal et non un bien de luxe[28] , c'est-à-dire que, selon l'hypothèse de préférences et de prix constants, la demande pour les soins de santé est positivement liée au revenu, et l'augmentation de la demande de soins est moins que proportionnelle à l'augmentation du revenu.

Néanmoins, il est loin d'être certain que les « prix » des soins de santé sont constants. La hausse de 8,8 % des dépenses de santé résulte de l'augmentation des deux composantes de ces dépenses : les quantités (équipements, matériels, main-d'œuvre, etc.) donnant l'effet revenu et les prix (équipements, matériel, salaires, etc.) donnant l'effet Baumol. Pour cerner strictement l'effet revenu, il faudrait disposer de données historiques sur les quantités de tous les intrants utilisés dans le système de soins de santé et régresser ces quantités sur le revenu et les autres variables. Ou encore, pour dissocier l'effet Baumol de cet ensemble, il faudrait disposer des données sur les salaires des professionnels de la santé et les régresser sur le revenu et les autres variables. Ceci ne rentre pas dans le cadre du présent travail.

Cependant, selon l'étude de Carr et Ariste (2001), la hausse des dépenses de main-d'œuvre (MO) dans le secteur de la santé est attribuable, non à l'augmentation dans la quantité de MO, mais surtout à la hausse des salaires par unité de temps et par travailleur[29]. Ceci suggère que l'hypothèse des prix constants ne tient pas dans le cas de la santé. Étant exigeant en main-d'œuvre, le secteur de la santé connaît des augmentations salariales qui entraînent des hausses de coûts non négligeables. Compte tenu des limitations inhérentes à l'augmentation de la

---

27 En fait, l'hypothèse nulle testée est $r_{i,t}=1$. Elle est rejetée pour tout seuil supérieur à 8,64 %.

28 Puisque les gouvernements provinciaux sont en grande partie responsables des dépenses de santé au Canada, nous avons aussi fait une régression avec le revenu des gouvernements déduction faite des intérêts payés sur la dette. Le coefficient de $r_{i,t}$ est réduit à 0,34, ce qui suggère que la santé est loin d'être un bien de luxe. Les coefficients des autres variables $a_{i,t}$, $b_{i,t}$ et t sont respectivement –1,21, 1,42 et 0,033.

29 Ceci est confirmé dans le cas de la main-d'œuvre mais pas nécessairement dans le cas des autres intrants.

production dans le secteur de la santé, les possibilités de gain de productivité sont donc limitées. Cette situation engendre une augmentation des prix relatifs de la MO pour ce qui est du personnel médical. Alors que le signe de la variation des prix relatifs pour la MO est connu, il n'en est pas de même pour les autres intrants comme les médicaments ou la technologie[30].

L'augmentation de la demande de soins de santé à la suite d'une hausse du revenu sera inférieure (8) ou supérieure (8') à celle qu'il y aurait eu si les prix étaient constants, selon le signe de la variation des prix relatifs des soins de santé. En supposant que les coûts de MO ont un effet déterminant sur les prix des extrants, les prix relatifs doivent être à la hausse (effet Baumol). Si on désigne par $\Delta x$ le changement dans la quantité d'unités de soins demandés et par $\Delta P_x$ celui dans le prix d'une unité de soins, on a donc :

$$\frac{\Delta x}{\Delta r} \Big| \Delta P_x > 0 \quad < \quad \frac{\Delta x}{\Delta r} \Big| \Delta P_x = 0 \qquad (8)$$

Effet Baumol : sous-estimation de l'effet revenu

$$\frac{\Delta x}{\Delta r} \Big| \Delta P_x < 0 \quad > \quad \frac{\Delta x}{\Delta r} \Big| \Delta P_x = 0 \qquad (8')$$

Amélioration technologique ou augmentation de productivité : surestimation de l'effet revenu

Il peut en résulter une sous-estimation (8) ou une surestimation (8') de l'effet revenu obtenu dans la régression (6). Il est important de pouvoir faire la distinction entre ces deux effets pour être en mesure d'interpréter correctement l'effet revenu. La présente étude ne fait que soulever la question[31].

Un résultat inattendu de cette régression est que le coefficient de la proportion de la population âgée de 65 ans et plus est négatif, bien que non significatif au niveau de 5 %[32]. Alors que ce résultat est contraire à celui obtenu par Di Matteo et Di Matteo, qui ont trouvé un coefficient positif et fortement significatif, ces auteurs ont omis la tendance temporelle contrairement à d'autres (Gerdtham, 1992; Blomqvist et Carter, 1997; Barros, 1998; Roberts, 1998) qui en sont arrivés à un résultat similaire au nôtre. Lorsqu'on reprend notre régression en excluant la tendance linéaire, on est en mesure d'avoir aussi un coefficient positif et fortement significatif de 2,32. Néanmoins, du fait que la tendance linéaire est exclue, ce coefficient peut aussi cerner l'effet d'autres variables qui n'ont pas été prises en compte dans le modèle. Comme pour des tests de racine unitaire où l'inclusion ou l'omission d'une tendance peut conduire à des

30 Finalement, on ne connaît pas le signe de la variation des prix relatifs pour l'ensemble des intrants.

31 Un examen poussé de l'effet Baumol nécessiterait une discussion sur la technologie de production dans le secteur de la santé, ce qui dépasse la portée de la présente étude.

32 On a également estimé ce modèle en utilisant les données de l'ICIS sur les dépenses de santé totales (1970-1998) en incluant la tendance et on a pu obtenir un coefficient positif bien qu'également non significatif pour l'âge (même à 10 %). Les autres variables $r_{t,t}$ , $b_{t,t}$ et t sont toutes significatives avec des valeurs de 0,56, -0,36 et 0,018 respectivement.

résultats différents (voir la note de bas de page 16), la présence ou l'absence de la tendance linéaire est cruciale pour la détermination de la relation entre le vieillissement de la population et les dépenses de santé.

La variable $b_{i,t}$ est fortement significative avec le signe conventionnel[33] : à une augmentation de 1 point de pourcentage du ratio du déficit au PIB correspond, ceteris paribus, une hausse des dépenses de santé de 1,45 %. L'impact des années 1990 a probablement renforcé ce résultat (voir la figure 4). En fait, à la suite d'une augmentation du déficit, les gouvernements peuvent être inclinés à réduire leurs dépenses de programmes pour diminuer le déficit. Le solde budgétaire retardé pourrait constituer un meilleur indicateur du niveau des dépenses de soins de santé.

Le coefficient de la tendance linéaire suggère que les dépenses de soins de santé dans les provinces canadiennes augmentent jusqu'à 2 % par année même si le revenu est constant. Ce résultat peut être interprété en partie comme la contribution de l'impact du changement technologique sur la croissance des dépenses de santé[34]. De plus en plus d'économistes de la santé croient que ce facteur représente peut-être le plus important des déterminants des dépenses de soins de santé[35].

La régression (6) fournit également la statistique de Wald qui permet de tester l'hypothèse nulle selon laquelle les quatre restrictions mentionnées en (7) sont valides. L'obtention d'un chi-carré de 2024 constitue une évidence manifeste en faveur du rejet de cette hypothèse, ce qui nous porte à douter de la validité du modèle contraint et des coefficients communs obtenus. Une estimation par province pourrait se révéler la meilleure approche à utiliser. À cause de la faiblesse de l'échantillon, il faudrait examiner en profondeur les résultats des tests de racine unitaire et de coïntégration avant d'adopter un quelconque modèle dans le cadre d'une telle approche.

---

33 La variable « ratio du déficit ou surplus au PIB » prenant des valeurs négatives dans les données, il faut considérer le négatif de cette variable pour interpréter les résultats de manière standard.

34 D'autres facteurs probablement dissimulés dans ce coefficient sont les changements dans les prix relatifs des soins de santé et dans l'état de santé de la population.

35 Pour un survol du rôle des technologies médicales de plus en plus performantes dans la hausse des dépenses de santé, voir Weisbrod (1991) et Feeny (1994).

# 4. Implications et conclusions

Les effets du revenu, de la proportion de la population âgée de 65 ans et plus et du ratio du déficit ou surplus au PIB sur les dépenses de santé ont été examinés au cours de la présente étude. Après analyse des questions de stationnarité et de coïntégration des séries de données, nous avons opté pour un modèle de coupe transversale longitudinale où la tendance linéaire, l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation des erreurs ont été prises en compte. Nos résultats indiquent clairement que les dépenses de santé au Canada continueront de croître au fur et à mesure que l'économie se développera et que nous deviendrons de plus en plus riches, ce qui obéit à la caractéristique d'un bien normal. Cependant, en raison du signe incertain de la variation des prix relatifs des soins de santé, il est impossible de conclure si les services de soins de santé représentent ou non un bien de luxe, puisque le coefficient du revenu obtenu peut être une sous-estimation ou une surestimation du « vrai effet revenu ».

Pour en arriver à une conclusion, il faudrait dissocier empiriquement la croissance des prix par unité de soin (l'effet Baumol) de celle du nombre d'unités de soin (l'effet revenu). Dans le contexte des ressources humaines, cela reviendrait à dissocier la croissance des salaires par travailleur de celle du nombre de travailleurs. Finalement, le rejet du modèle contraint suggère que l'estimation d'élasticités individuelles à partir d'un modèle VAR (vecteurs autorégressifs) ou d'un modèle de correction des erreurs pourrait nous donner une meilleure image de la situation à l'avenir lorsque nous disposerons de plus de données.

Les dépenses de santé des gouvernements provinciaux se mettront à croître d'environ 2 % par an même si le revenu réel n'augmente aucunement. Ceci peut être en partie attribuable à la présence de technologies médicales de plus en plus performantes et dispendieuses. Par conséquent, il est possible qu'il y ait un déficit budgétaire chaque fois que la croissance du PIB sera faible ou nulle, sinon notre système de santé pourrait avoir du mal à se maintenir à la fine pointe de la technologie. Par ailleurs, le déficit est corrélé positivement avec les dépenses de soins de santé : la valeur du coefficient $b_{i,t}$ suggère qu'une augmentation de 1 point de pourcentage du ratio du déficit au PIB correspond à une hausse de 1,45 % des dépenses de santé.

Tous ces résultats sont en accord avec ce que l'on aurait pu prévoir intuitivement car, en période de croissance économique, les augmentations salariales sont substantielles. L'impact sur les dépenses de santé peut donc être énorme étant donné que la santé est un secteur exigeant en main-d'œuvre. En tant que principaux fournisseurs de soins de santé, les gouvernements se dotent des meilleurs équipements possibles pour assurer des services de grande qualité à la population. Ils tiennent toutefois compte de leurs contraintes budgétaires, ce qui explique peut-être le retard technologique observé dans le système de santé canadien par rapport à celui des États-Unis.

L'impact négligeable du vieillissement de la population sur les dépenses de santé constitue un résultat moins habituel pour les études canadiennes. En raison de la difficulté de séparer le facteur vieillissement de celui de la tendance temporelle, il est impossible de tirer des conclusions définitives pour le moment. De toute façon, ce coefficient ne peut être utilisé pour projeter les effets du vieillissement sur les dépenses de santé puisque les données historiques n'ont pas permis de cerner l'impact des baby-boomers sur ces dépenses. Il est néanmoins probable que l'arrivée des baby-boomers dans les rangs des retraités exercera une pression considérable sur le système de santé. Cette pression ne sera cependant pas si énorme que le laissent croire beaucoup d'études sur ce sujet, surtout si l'on considère les données nominales.

# Bibliographie


Barros, P.P. « The Black Box of Health Care Expenditure Growth Determinants », *Health Economics*, 7 (1998), p. 533-544.

Blomqvist, Å. et R.A.L. Carter. « Is Health Care Really a Luxury? », *Journal of Health Economics*, 16 (1997), p. 207-229.

Blomqvist, Å. et D.M. Brown. *Limits to Care – Reforming Canada's Health System in an Age of Restraint*, Toronto, C.D. Howe Institute, 1994.

Carr, J. et R. Ariste. *Health Human Resources – Cost Driver of the Canadian Health Care System*, Ottawa, Direction de la recherche appliquée et de l'analyse, Santé Canada, 2001, polycopié.

Culyer, A.J. « Health Care Expenditures in Canada: Myth and Reality; Past and Future », *Canadian Tax Paper*, 82, Toronto, L'Association canadienne d'études fiscales, 1988.

Davidson, R. et J.G. MacKinnon. *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford, Oxford University Press, 1993.

Denton, F.T. et B.G. Spencer. « Health-Care Costs When the Population Changes », *Canadian Journal of Economics*, 8 (1975), p. 34.

Dickey, D. et W. Fuller. « Likelihood Ratio Tests for Autoregressive Time Series with a Unit Root », *Econometrica*, 49 (1981), p. 1057-1072.

Di Matteo L. et R. Di Matteo. « Evidence on the Determinants of Canadian Provincial Government Health Expenditures: 1965-1991 », *Journal of Health Economics*, 17 (1998), p. 211-228.

Engle, R. et C. Granger. « Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing », *Econometrica*, 55 (1987), p. 251-276.

Evans, R.G. « Health Care in Canada: Patterns of Funding and Regulation », *Journal of Health Politics, Policy and Law*, 8,1, 1983.

Feeny, D. « Technology Assessment and Health Policy in Canada », 1994, dans Å.G. Blomqvist et D. Brown, éd., *Limits to Care – Reforming Canada's Health System in an Age of Restraint*, Toronto, C.D. Howe Institute, p. 295-326.

Gerdtham, U.-G. « Pooling International Health Expenditure Data », *Health Economics*, 1 (1992), p. 217-231.

Gerdtham, U.-G. et B. Jönsson. « International Comparison of Health Expenditure », 2000, dans Culyer, A. J. et J. P. Newhouse, *Handbook of Health Economics*, Elsevier, 2000, p. 11-53.

Gerdtham, U.-G., B. Jönsson, M. MacFarlan et H. Oxley. « The Determinants of Health Expenditures in the OECD Countries », 1998, dans P. Zweifel, éd., *Health, the Medical Profession, and Regulation*, Dordrecht, Kluwer Academic Publishers.

Gerdtham, U.-G. et M. Löthgren. « On Stationarity and Cointegration of International Health Expenditure and GDP », *Journal of Health Economics*, 19 (2000), p. 461-475.

Gerdtham, U.-G., J. Sögaard, F. Anderson et B. Jönsson. « Econometric Analysis of Health Expenditure: A Cross-Section Study of the OECD Countries », *Journal of Health Economics*, 11 (1992), p. 63-84.

Gratzer, D. *Code Blue – Reviving Canada's Health Care System*, Toronto, ECW Press, 1999.

Hansen, P. et A. King. « The Determinants of Health Care Expenditure: A Cointegration Approach », *Journal of Health Economics*, 15 (1996), p. 127-137.

Hansen, P. et A. King. « Health Care Expenditure and GDP: Panel Data Unit Root Test Results – Comment », *Journal of Health Economics*, 17 (1998), p. 377-381.

Hitiris, T. et J. Posnett, « The Determinants and Effects of Health Expenditure in Developed Countries », *Journal of Health Economics*, 11 (1992), p. 173-181.

ICIS. *National Health Expenditure Trends, 1975-1999*, Ottawa, Institut canadien d'information sur la santé, 1999.

Im, K.S., M.H. Pesaran et Y. Shin. *Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels*, Department of Applied Economics, University of Cambridge, 1997, polycopié.

Kao, C. « Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data », *Journal of Econometrics*, 90 (1999), p. 1-44.

Leu, R.E. « The Public-Private Mix and International Health Care Costs », 1986, dans A.J. Culyer et B. Jönsson, éd., *Public and Private Health Services*, Oxford, Basil Blackwell.

McCoskey, S.K., et T.M. Selden. « Health Care Expenditure and GDP: Panel Data Unit Root Test Results », *Journal of Health Economics*, 17 (1998), p. 369-376.

Newhouse, J.P. « Medical Care Expenditure: A Cross-National Survey », *Journal of Human Resources*, 12 ( 1977), p. 115-125.

Pollock, A. « Ageing as a Health-Care Cost Driver », *Ageing Series*, Ottawa, Direction de la recherche appliquée et de l'analyse, Santé Canada, 2000, polycopié.

Roberts, J. « Sensitivity of Elasticity Estimates for OECD Health Care Spending: Analysis of a Dynamic Heterogeneous Data Field », 1998, document préparé pour le *Seventh European Workshop of Econometrics and Health Economics*, STAKES, tenu à Helsinki, Finlande, du 9 au 12 septembre 1998.

Roberts, J. « Spurious Regression Problems in the Determinants of Health Care Expenditure: A Comment on Hitiris (1997) », *Applied Economics Letters*, 7 (5) (2000), p. 279-283.

Solo, V. « The Order of Differencing in ARIMA Models », *Journal of the American Statistical Association*, 79 (1984), p. 916-921.

Weisbrod, B. « The Health Care Quadrilemma: An Essay on Technological Change, Insurance, Quality of Care, and Cost Containment », *Journal of Economic Literature*, 29 (1991), p. 523-552.